

# コウホート分析—A/P/C モデルにおける等値制約の比較検証

森 宏・川口雅正・三枝義清

## 目次

- Part 1 総論—等値制約の検証を中心に
- Part 2 A/P/C コウホート分析における「等値制約」の新解釈
- Part 3 補記：適合度の新しい尺度を求めて
- 付録表

## Part 1 総論—等値制約の検証を中心に

### (1) はじめに

食料消費が年齢によって変異するのは、日常的に観察される。伝統的需要分析においても、“consumer units” (Wold, 1953); “equivalence scales” (Prais and Houthakker, 1955; Deaton and Muellbauer, 1980) などの形で、特に未成年者と成人の間に観察される格差は陽表的に考慮されてきた。米国、特に米国農務省による食料需要の将来予測において、人口構成の変化はすでに前世紀半ばから計測に取り入れられてきた (Price, 1970 & 1988; Buse and Salathe, 1978; Salathe, 1979; Blaylock and Smallwood, 1986; Blisard *et al.*, 2003; Lin *et al.*, 2003 etc.)。1979年の米国農業経済学会において、食料消費

に対する人口変化の影響を論じた Price と Salathe の報告に対して、Schrimper は、「すべての世代が生涯に亘って同じ食慣習の変遷をたどると期待するのは正当か」との疑問を提示した (Schrimper, 1979, p. 1059)。幼児期から青年期を経て老年にいたる年齢／消費パターンが、世代によって変わらないと想定してよいかを問うたのである<sup>1)</sup>。

筆者達が成人した当時 (戦中・戦争直後) の国民 1 人あたりの肉類供給は、1 年間 1.0 kg に過ぎなかった。現在 30-40 歳代の世代が成人したのは 1960 年代の高度成長期以降で、肉類の供給は 20kg を超えていた (1990 年代は 30kg 超: 『食料需給表』)。われわれ古い世代も、高度成長の恩恵を受け時代とともに食生活は豊かになり、肉類の消費は急増してきたのだが、米麦・魚・肉・野菜・豆類 (の組み合わせ) に対する嗜好／欲求の面で、戦後育ち、さらには高度成長期以降成人した新しい世代とは、何ほどの違いを日常的に感じている。たとえば魚の需要に関し、年配の専門家のなかには「日本人は歳をとると (肉から) 魚になる。今後わが国の人口は急速に高齢化するから、魚の消費は増えこそすれ、減ることはないだろう」と言う人が少なくない (秋谷, 2007, 第 1 章など)。

しかし、現在 30-40 歳代の若い人たちが今後

20-30年先60-70歳代に達したとき、現在の高齢者と同じような食嗜好になると考えてよいものかどうか。先にあげた、Schrimperの疑問が蘇る。品目によって一様ではないが、食料の年齢・消費パタンが世代によって歴然と異なるらしいことは、1980年代から今日に至る『家計調査』個票の綿密な分析(石橋, 2006および2007ほか)によっても、『家計調査年報』データを利用した我々のコウホート分析でも、明らかである(森・三枝, 2010; Mori and Saegusa, 2010など)。

個人の食料消費は、その時々所得や直面する諸価格(一括して時代効果)と、その時点における個人の年齢に加えて、彼ないし彼女が生まれ育った環境(コウホート効果)に影響されると想定する。「生まれ育った環境」には、出身が都市/農村部、あるいは東北/関西/九州かなどの地域性と戦前/戦後/高度成長期なのかという時代背景が含まれるが、データを『家計調査』年報に依拠する限り、ここでは地域性は捨象せざるを得ない。すなわち個人の食料消費は、彼/彼女の年齢と、所得・価格関係を含むその時点の条件に加え、主に生まれ育った時代環境に起因するコウホート効果の3要因で決定されると想定する。この仮定は大枠で受容し得ると考えて、本稿の議論を進めていく。

年齢 $i$ 歳の個人の、ある時点、 $t$ 年における消費量、 $\mu_{it}$ は、年齢 $i$ 歳に特有の効果、 $A_i$ と、 $t$ 年に特有の時代効果、 $P_t$ に加え、彼/彼女が生まれ育った時代環境に特有のコウホート効果、 $C_k$ に影響される。一番単純には、下記(1)式のような線形アディティブな関数形で表現される。左辺にlogを採ることが多く(Yang *et al.*, 2008など)、我々も時にそれに従ってきたが、本稿のシミュレーションでは、視覚的判断が容易なように、log変換は行わない。年齢効果と時代効果の間に「交互作用」がある(中村, 1995; 岡本, 2003など)、あるいはコウホート効果は成人に至るある時期までに決定されるのではなく、その後も周囲の環境によって影響されると

いった“extended cohort model”(「拡張コウホート・モデル」)(Hanayama, 2007)などがある。

疫学や社会学の分野で発達したコウホート分析には、伝統的な需要分析における、所与の予算制約の下で如何に効用極大を図るかといった理論的背景はなく、年齢別に仕分けされた時系列データを経験的に如何に近似させるか(Yang *et al.*, 2008, p.1733)、さらに我々の場合は計算ソフトの利用可能性など、便宜的な理由からモデル・関数形は選ばれる。

$$\mu_{it} = \beta + A_i + P_t + C_k + e_{it} \quad (1)$$

logを採る、3効果の間に「交互作用」を認めるなどの議論はさておくとして、年齢 $i$ 歳の個人のある時点における消費を、年齢と時代に加え、彼/彼女が生まれ育った時代環境で説明しようとする場合、3つの変数の間には線形の従属関係が存在するため(年齢プラス出生年は調査年に一致する: $i+k=t$ )、統計数理的にそれぞれ独立の影響を決定することは不可能とされる。コウホート分析における「識別問題」である(Mason and Fienberg, 1985)。

このことに関してはこれまで多くの論述があるし、我々も少なからず関わってきた(Rodgers, 1982; Smith, Mason and Fienberg, 1982; Nakamura, 1986; Yang, Fu and Land, 2004; 田中他, 2007; 森・三枝・川口, 2008など)。

個人の消費に影響する3要素の間に線形の従属関係が存在するため、唯一の最小二乗解が求められないことに対する「伝統的な\*」方策は(\*Yang, Fu and Land, *op. cit.*)、3要素のいずれかの、いずれかの部分に等値を想定することであった。

たとえば、年齢効果に関し、50歳代と60歳代は同じ、あるいは、戦前の1930年代生まれと1940年代生まれのコウホート効果は同じ云々である。日常的な観察からかなり現実に近い想定であるとしても、それを裏付ける客観的な情報は存在しないことが多い。さらに、制約条件として等

値の仮定を、年齢効果の何処に置くのか、あるいはコウホート効果の何処に置くのかで導出される解は異なってこざるを得ない（後出シミュレーション）。またそれらの仮定のいずれがより正しいかを決定する客観的な証拠は得られない。

中村と Yang *et al.* は、それぞれ “identifying constraints” における「選択の恣意性」を嫌い、前者は 3 効果の全域をカバーする「パラメータの漸進的変化」の仮定を導入し、ABIC でハイパー・パラメータの組み合わせを決定するベイズ型モデル (Bayesian estimator) を考案した；また後者は、純粋に代数学／幾何学的に、一般逆行列を用いて、パラメータの最小二乗最小ノルム解を求める “intrinsic estimator” (IE) モデルを開発した。その経緯と、モデルの現実有効性については、すでに幾つかの論文で紹介・検討してきたので、本稿では繰り返さない（朝野, 2001；田中 他, 2007；森・三枝・川口, 2008；森・川口・三枝, 2009；森・三枝, 2010 など）。

注 1）米国農業経済学会でコウホート概念が明示的に取り上げられたのは、*Review of Agricultural Economics*, 30(1) に掲載された生鮮野菜の需要分析が初めてである (Stewart and Blisard, 2007)。その後農務省経済調査局の報告書に、著者達が参加した、日本のオレンジ消費の分析と予測がある (Mori *et al.*, 2009)。

## (2) シミュレーション・テスト

### a. 伝統的な「等値条件」に戻って

たとえば牛肉に関して、1980年から1990年にかけて国内総供給は60万トンから108万トン（枝肉重）に増え、国民所得の増と価格の相対的低下もあって、1人当たり年間消費は、3.0kg から5.5kg に急増した。個人の牛肉消費に関する時代効果が、1980年と1990年の間でほとんど変わらなかったとは考え難い。表 1 の右上端、1980

表 1 10歳区分 6 階級×4 年の標準コウホート表

	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1980					$\mu_{65/80}$	$\mu_{75/80}$
1990						$\mu_{75/90}$
2000	$\mu_{25/00}$					
2010	$\mu_{25/10}$	$\mu_{35/10}$				

年における70歳代の平均消費量は、(2) 式のように表現される。

$$\mu_{75/80} = \beta + A_{75} + P_{80} + C_1 + e_{75/80} \quad (2)$$

ただし、 $C_1$  = 1901～1910年出生のコウホート効果（最も古いコウホートから、1, 2, 3, … のナンバリング）。

同様に、1980年の60歳代の平均消費量と、1990年の70歳代のそれは、それぞれ(3), (4)となる。

$$\mu_{65/80} = \beta + A_{65} + P_{80} + C_2 + e_{65/80} \quad (3)$$

$$\mu_{75/90} = \beta + A_{75} + P_{90} + C_2 + e_{75/90} \quad (4)$$

(2), (3), (4)を通して、おそらく

$$A_{75} \neq A_{65} \quad (5)$$

$$P_{80} \neq P_{90} \quad (6)$$

であろうが、1901～1910年出生世代と1911～1920年出生世代の（牛肉消費に関する）コウホート効果に実質的な差はない、すなわち、

$$C_1 = C_2 \quad (7)$$

と置くことに、少なくとも筆者達は抵抗が少ない。さらに、(1) 式のモデルを表 1 の  $6 \times 4 = 24$  個の観測値に当てはめて、年齢・年次・コウホート 3 効果のパラメータを最小二乗法で推計するに当って、最も古いコウホート効果、 $C_1$  は 1 回しかカウントされない（1980年の50歳代、 $C_3$  は1990年と2000年の3回、同じく40歳代、 $C_4$  は2010年まで4回カウントされる）。 $C_1$  と  $C_2$  の間に差があるとしても、それは誤差の範囲に収まる程度に過ぎないとみなしてよいかもしれない。

同様の理由から、一番新しい、2010年に20歳代の世代のコウホート効果、 $C_9$  と、一個前の世代、2000年に20歳代、2010年に30歳代の世代のコウホート効果、 $C_8$  の間にも差はないと考えることに抵抗は大きくない。

(1)式のモデルを表1のデータに当てはめて最小二乗法でパラメータの推計をしようとするとき、仮に  $C_1 = C_2$  あるいは、 $C_8 = C_9$  の等値条件を導入すれば、最小二乗解はただ一個だけ存在する。我々は本稿のシミュレーション・テストにおいて、そこから出発しようとする。

#### b. テストにかかる食品のタイプ

これまで生鮮果物、鮮魚、米、牛肉など実際のデータ=コウホート表と、実験的に年齢・時代・コウホート効果の組み合わせを類型化して、あまり極端に走らないように3効果のパラメータをあらかじめ設定して、人為的に合成したコウホート表を、それぞれベイズ型 (BE) モデルと IE モデルを用いて分解・評価し、体系的ではないが思いつくまま改善のための方向や2-3の具体策などを提案した。食品のタイプによって、ベイズ型と IE が同じような結果を出す場合、似ているがコウホート効果と年齢効果の傾きに傾向的な差を生じる場合、さらには時代効果の傾きの正負に影響するほど違う場合などがあった。またシミュレーション・テストでは、連続した毎年のデータを含む「一般コウホート表」の分解においては、ベイズ型モデルのほうが設定値の復元に優れているが、他方年次数が年齢区分に対応して少ない「標準コウホート表」の場合は、IE モデルのほうが、多くのケースにおいて復元のパフォーマンスは高いなどが分かってきた(田中他, 2007; 森・三枝・川口, 2008; 森・石橋・華山, 2008; Mori *et al.*, 2009)。本稿のシミュレーションでは、できるだけ単純を期し、年齢は20歳代・30歳代・…・70歳代のように10歳刻みの6階級、年次が4個の、 $6 \times 4$  の「標準コウホート表」(表1と同じ)を対象とする。

これまでの経験から、3効果の間で相殺的な関係がある場合、たとえば年齢効果は高齢になるほどプラス方向、コウホート効果は古い世代ほどマイナスの方向に傾き、ある年次において

年齢階級間に有意な差が存在しないようなケースは、あらかじめ人為的な条件を付さなければ、年齢効果とコウホート効果を有効に識別することはできないことが分かっている。また「パラメータの漸進的变化」の前提に基づく中村のベイズ型モデルを利用する限り、人為的に設定するパラメータの間に、あまりラディカルな変化を仮定することも避けたい。そもそも、中村は隣り合う年齢・世代間の変化は「漸進的」であるのが自然であると考えており、われわれもそれに近い感じを持っている(中村, 1982; Nakamura, 1986)。

表2の食品タイプ(1)は、これまで手がけてきた日本及び韓国の米をイメージしながら、年齢効果は若い階級が小さく、中年・若老年が大きく、高齢になると逓減する; コウホート効果に関しては、古い世代はプラス、新しい世代ほどマイナスが大きくなる; 時代効果については近年になるほど急速に逓減する。タイプ(2)は、日本の鮮魚を念頭に、若年齢層がマイナス、中・高年齢層がプラス(タイプ(1)より急傾斜); コウホート効果に関してはタイプ(1)と同じく、古い世代はプラス、新しい世代ほど逓減的; 時代効果については僅かな変動はあるが、全期間を通すと定常的。タイプ(3)は、日本の豚肉などを念頭に、若年ほど大きく、高齢になるほど急激に逓減する; コウホート効果についてはタイプ(1)・(2)とは逆に、古い世代ほどマイナス、新しい世代ほどプラス; 時代効果についてはタイプ(2)と同じで、僅かな変動はあるが、全期間を通すと定常的である。付加的にタイプ(4)とタイプ(5)は、年齢効果とコウホート効果の組み合わせについては、ほぼタイプ(3)と同じ、すなわち年齢層が若いほどプラス、世代が新しいほどプラスだが、時代効果に関して、タイプ(4)は顕著に逓増的、他方タイプ(5)は明確に逓減的である。実際に想定した値は、表2の2-6欄に示されているとおりで、年齢・時代・コウホート効果それぞれに、ゼロサムの制約がづ

表2 シミュレーションのための年齢・時代・コウホート効果の設定値  
タイプ(1)・(2)・(3)・(4)・(5)

	タイプ1	タイプ2	タイプ3	タイプ4	タイプ5
総平均効果	13.00	13.00	13.00	13.00	13.00
年齢効果：					
20-29歳	-2.50	-3.50	3.50	2.50	2.50
30-39	-1.20	-2.70	2.70	2.20	2.20
40-49	1.00	-0.50	0.50	1.50	1.50
50-59	2.50	2.30	-1.30	-1.00	-1.00
60-69	1.20	2.80	-2.20	-2.20	-2.20
70-79	-1.00	1.60	-3.20	-3.00	-3.00
SUM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
時代効果：					
1980年	2.50	0.20	0.20	-2.50	1.00
1990	2.00	-0.50	-0.50	-1.00	1.20
2000	-1.00	-0.20	-0.20	1.50	-0.80
2010	-3.50	0.50	0.50	2.00	-1.40
SUM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
コウホート効果：					
1：1901-10年 出生	2.40	2.40	-2.70	-2.70	-2.70
2：1911-20	2.70	2.70	-2.70	-2.30	-2.30
3：1921-30	1.80	1.80	-2.00	-2.00	-2.00
4：1931-40	1.50	1.50	-1.00	-1.00	-1.00
5：1941-50	0.30	0.30	0.00	0.00	0.00
6：1951-60	-0.50	-0.50	0.70	0.70	1.30
7：1961-70	-2.00	-2.00	1.80	1.70	1.70
8：1971-80	-2.70	-2.70	2.80	2.50	2.50
9：1981-90	-3.50	-3.50	3.10	3.10	2.50
SUM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

いている。それらの値を合成した6×4のコウホート表は、表3タイプ1・タイプ2・タイプ3・タイプ4・タイプ5に示されている。

表3のタイプ別の各セルに、{平均値=0：標準偏差=0.25}の正規乱数を発生させて加えた（前掲(1)式に従う）それぞれ6例の架空のコウホート表を、ベイズ型（BE）、IE、および等値条件付きのOLSモデルと、川口が今回新たに提案するKWモデル（後出Part 2）で、年齢・時代・コウホート効果に分解する。

### c. ランダム・エラーの大きさと反復回数

シミュレーションテストを実行する際、分析対象が表2に示されているように、総平均値が13.0前後で、パラメータのばらつきの範囲が-2.5～2.5の程度の場合は、加えるランダム・エ

ラーは、通常はたとえば標準偏差が平均値=1.0、せめて0.5くらいの比較的大きめの値をとり、反復回数を100回以上行うのが望ましいという意見がある<sup>2)</sup>。しかし今回の作業では、計算の反復はすべて手作業によるデータ入力に頼らざるを得なかったため、ランダム・エラーは上記のように標準偏差=0.25と低く抑え、反復回数も6回にとどめざるを得なかった<sup>3)</sup>。機械的なイテレーションが可能になれば、より大きなランダム・エラーを付し、反復回数を増やしてみたい。しかし、逆に分散のより小さなランダム・エラー（たとえばSD=0.1）を付したシミュレーションの結果でも、次節以降に述べる結論は基本的に変更する必要はなさそうである。

注2）後出Part 3「補記」(1)の最後のパラグラフ参照。

表3 食品タイプ別標準コウホート表, 1980-2010年

## タイプ1

年齢階級	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70-79歳
1980年	12.5	14.6	18.0	19.8	19.4	16.9
1990	10.5	13.3	16.3	19.0	18.0	16.7
2000	6.8	8.8	12.5	14.8	14.7	12.8
2010	3.5	5.6	8.5	11.5	11.0	10.0

## タイプ2

年齢階級	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70-79歳
1980年	9.2	10.8	14.2	17.3	18.7	17.2
1990	7.0	9.3	12.3	16.3	17.1	16.8
2000	6.6	8.1	11.8	15.4	17.1	16.2
2010	6.5	8.1	11.0	15.3	16.6	16.6

## タイプ3

年齢階級	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70-79歳
1980年	17.4	15.9	12.7	9.9	8.3	7.3
1990	17.8	15.9	13.0	10.2	8.3	6.6
2000	19.1	17.3	14.0	11.5	9.6	7.6
2010	20.1	19.0	15.8	12.9	11.3	9.3

## タイプ4

年齢階級	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70-79歳
1980年	13.7	12.7	11.0	7.5	6.0	4.8
1990	16.2	14.9	13.5	10.0	7.8	6.7
2000	19.5	18.4	16.7	13.5	11.3	9.5
2010	20.6	19.7	18.2	14.7	12.8	11.0

## タイプ5

年齢階級	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70-79歳
1980年	17.8	16.2	14.5	11.0	9.5	8.3
1990	18.4	17.7	15.7	12.2	10.0	8.9
2000	17.2	16.1	15.0	11.2	9.0	7.2
2010	16.6	16.3	14.8	11.9	9.4	7.6

注：表2の人為的に設定されたパラメータから合成,ただし誤差項を含まない。

注3) 実際には10回以上行ったが,結果を表に示す都合で,6反復例に止めた。どの食品タイプにおいても6回を越えて10回に至るケースで,1-6回の傾向と大きな差は生じなかった。

### (3) シミュレーション・テストの結果

#### a. 概観

まず,表3に示した5タイプの合成コウホート表に,別々のランダム・エラー(セット)を

加えた5タイプ×6(回反復)ケースのコウホート表を,年齢・年次・コウホート効果に分離した推計パラメータの値が,付録表1~5および付録表K-1~5に詳細に記載されている。それらの結果を,視覚的に評価して,A<sup>+</sup>,A<sup>-</sup>,B<sup>+</sup>,B<sup>-</sup>,C<sup>+</sup>,C<sup>-</sup>,Dに採点した一覧が表4である。A<sup>-</sup>とB<sup>+</sup>は,年齢効果とコウホート効果の傾斜の方向の正負(たとえば年齢階級が若くなるほどプラス;世代が古くなるほどプラスなど)をそれぞれ正しく復元してい

表4 視覚による評価一覧

食品タイプ	反復番号	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ	KW
タイプ 1	No.1	B	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>
	No.2	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	C <sup>+</sup>	D	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>
	No.3	B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A	A <sup>-</sup>
	No.4	B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	D	B <sup>-</sup>	A	B
	No.5	B	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>
	No.6	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>	B
4 * C6 = C7									
タイプ 2	No.1	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	D	C <sup>-</sup>	A	A	B <sup>+</sup>
	No.2	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	C <sup>+</sup>	D	B <sup>+</sup>	A	B <sup>+</sup>
	No.3	B	A <sup>-</sup>	B	D	D	A	A	A <sup>-</sup>
	No.4	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	D	B <sup>-</sup>	A	B
	No.5	B	A <sup>-</sup>	A	D	D	A <sup>-</sup>	A	B
	No.6	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A	D	D	A <sup>-</sup>	A	A <sup>-</sup>
4 * C6 = C7									
タイプ 3	No.1	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>	A	D	B	A	A
	No.2	B	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>
	No.3	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>
	No.4	B	A <sup>-</sup>	A	D	D	C	A <sup>+</sup>	A
	No.5	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A	A <sup>+</sup>	D	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>
	No.6	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>	D	A	A	A
2.6 * C6 = C7									
タイプ 4	No.1	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	D	C	A <sup>-</sup>	A
	No.2	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	B <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>
	No.3	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>
	No.4	C	A	B <sup>+</sup>	D	D	D	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>
	No.5	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	D	B	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>
	No.6	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	D	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>
2.4 * C6 = C7									
タイプ 5	No.1	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	D	C <sup>+</sup>	A	A <sup>-</sup>
	No.2	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A	A <sup>-</sup>
	No.3	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A	A <sup>-</sup>
	No.4	C <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	D	B <sup>-</sup>	B	A	A <sup>-</sup>
	No.5	B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>-</sup>	A	A	A <sup>-</sup>
	No.6	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>-</sup>	B	A	A <sup>-</sup>
1.3 * C6 = C7									

注：BE：ベイズ型（ABICmin!）；IE：intrinsic estimator；OLS-1：C1=C2；OLS-2：C8=C9；OLS-3：C6=C7；OLS-4： $\alpha * C6 = C7$ ；BEZ：ベイズ型（超パラメータそれぞれ1.0に固定）；KW：川口モデル\*

\*割り当てた誤差項は、SD=0.25だが、他のモデルと完全には同じではない。

るが、線形成分の厳密な傾きや個別の推計値は設定値とかなり乖離している。B<sup>-</sup>とC<sup>+</sup>は、設定値を復元しているとはとうてい言えないが、年齢効果とコウホート効果の組み合わせの構造は（たとえば年齢的には高齢になるほどマイナスで、他方世代が新しくなるほどプラスなど）、少なくとも反対方向には復元していない、C<sup>-</sup>

とDはコウホート効果の線形成分が設定した傾きとは逆に推計されているなど全く問題にならない結果であるといった、きわめて感覚的な評価である。AとA<sup>-</sup>の仕分けはデリケートで、Aに限りなく近いA<sup>-</sup>もあれば、その逆もある。

5個の食品タイプを通して、設定値の復元は視覚的評価において、ベイズ型（BE）が平均

してBないしB<sup>-</sup>に対し、IEは概してA<sup>-</sup>で、ABIC min! のBEモデルの成績は、良好とはいえない。コウホート1 (C1) とコウホート2 (C2) は等値と置いたOLS-1は、どのタイプの食品でもA<sup>-</sup>ないしB<sup>+</sup>が多く、IEモデルと同じかやや劣る成績を示す。しかしコウホート8 (C8) とコウホート9 (C9) は等値と置いたOLS-2は、タイプ1およびタイプ2の食品では復元が著しく不良 (平均評価C以下) だが、食品タイプ3、4及び5ではIEモデルと同程度以上、平均A<sup>-</sup>で、BEより顕著に良好な復元力をしめしている。タイプ1及び2の場合も、6例のうちそれぞれ1例のみA、他方タイプ3、4及び5の場合には、6例のうちそれぞれ1例はDと極端に悪い。KW (川口モデル) はどの食品タイプもかなりよく復元し、おしなべてA<sup>-</sup>かB<sup>+</sup>で、それぞれのタイプ内でも誤差項の違いによる推計値のパラツキは小さく、安定している。

食品タイプの設計でコウホート効果のそれぞれC1とC2、およびそれぞれC8とC9は、意識的に極めて近接して設定されており、OLS-1及びOLS-2はいずれも「等値」の条件をほぼ満たしているが、復元成績には上記の通りかなりの違いが見られる。次に隣接しているがかなり相違するC6とC7を等値と置いて推計したOLS-3の場合、結果はタイプ5を除きどの食品タイプにおいても押し並べてD、せいぜいC<sup>-</sup>で、復元はまったく不良である。シミュレーションでは、あらかじめ「真の値」は分かっているの、たとえばタイプ1と2において (C6 = -0.5, C7 = -2.0), C6 = C7の代わり、4 × C6 = C7のようにおいて推計すると (OLS-4), 結果は顕著に改善される。しかしタイプ4及び5では、「真の値」に近づく係数適用によっても、復元はさほど改善されない。

OLS推計の問題は、OLS-4のケースを含め、ランダム・エラー・セットの与え方次第で、きわめて復元が良好 (A or A<sup>-</sup>) な場合と、ほと

んど復元しない (C or B<sup>-</sup>) 場合が混在し、モデルとしてはロバストではない。ランダム・エラーを大きく取った (SD=0.5) 実験では、OLS-1はA<sup>-</sup>だが、OLS-2はD、逆にOLS-1はDだが、OLS-2はB<sup>+</sup>のように振れが大きく、その意味で等値条件付きOLSモデルは、仮に「真」に近い等値関係を発見しえたとしてもロバストとは言えないようである。

## b. ベイズ型モデルの問題点

「識別問題」を克服／回避するために中村が導入した制約条件は、すでに前節で述べたように年齢、時代、及び世代の3効果の全域にわたって、それぞれ隣り合うパラメータは飛躍しない、「パラメータの漸進的変化」を想定し、各効果の一次階差の二乗和を重み (超パラメータ) つきで最小化するものである。中村モデルの決め手は、超パラメータをABIC min! で客観的に選定することにある (中村, 1982; Nakamura, 1986; 朝野, 2001)。

年齢区分が10歳刻みで20歳代から70歳代、対象期間が1980年から2010年まで30年間の場合 (今回の分析期間、表3), 年齢階級は6個、出生コウホートは一番古い1901-1910年生まれから一番新しい1981-1990年生まれまで9個、時代は1980年から10年間隔で4個である。一次階差をとると、年齢は5個、コウホートは8個に対し、時代は3個に過ぎない。年齢区分は同じで、対象期間が1990年から2010年と短くなると、一次階差は年齢については5個、コウホートは7個に対し、時代は2個になる。隣り合うパラメータの変化は漸進的であるとの仮定は、時代効果に関してはもはや成立し難い。実際問題として、源データを『国民栄養調査』に依拠する場合や、韓国の『消費支出調査』の場合など、年齢区分は10歳刻みで、調査期間がせいぜい20年間前後だから、標準コウホート表は、6 (年齢) × 3 (年次) ないし6 (年齢) × 2 (年次) になり、特に時代効果に関し、「パラメータの



漸進的変化」を想定することには問題が生じる。識別のための制約条件の仮定そのものに問題があるときに、ハイパー・パラメータの組み合わせを、機械的に ABIC にゆだねて選択しても、正しい解が得られるかどうか疑わしい。

今回の 6 (年齢) × 4 (年次) コウホート表の分解でも、その疑念は傍証されたように思われる。我々の前回のシミュレーション・テストでは (森・川口・三枝, 2009), 年齢は 5 歳刻みで 20-24 歳から 65-69 歳まで 10 階級, 対象期間は 1980 年から 2005 年まで 25 年間で 6 年次, コウホートは 1980 年に最高齢, 65-69 歳だった 1911-15 年出生世代から, 2005 年に 20-24 歳だった 1981-85 年出生世代まで 15 個で形成される「標準コウホート表」を分解した。毎年 of データを含む「一般コウホート表」を対象にしたシミュレーション・テストの場合とは異なり (森・三枝・川口, 2008), ベイズ型モデルの復元パフォーマンスは IE モデルに比べ, 圧倒的に高いとは言えなかった。今回は, 対象年次が 6 個から 4 個に少なくなっており, 設定値の復元は, IE モデルに比べ, ベイズ型モデルは明らかに劣っている。

表 4 及び基になった付録表 1 ~ 5 のそれぞれ右端の列に, BEZ とあるのは, ベイズ型モデルを走らせる際, ハイパー・パラメータの組み合わせの範囲を最初から著しく狭くとり, 年齢・時代・コウホート各効果の一次階差二乗和に対するウエイトをそれぞれ大凡 1 : 1 : 1 になるようにして推計した結果である。どの食品タイプについても, またランダム・エラーのセットにかかわらず, 設定値を復元するパフォーマンスは, A ないし A<sup>-</sup> で, 押しなべてきわめて高い。今のところ理論的根拠は明らかでない。同様な人為的操作を年次数が格段に多い「一般コウホート表」に適用すると, ABIC にハイパー・パラメータの組み合わせを選択させるほうが, 復元のパフォーマンスは高い場合が多い。ベイズ型モデルを開発された中村隆氏と筆

者の 1 人 (森) の間で繰り返された議論だが, 中村はハイパー・パラメータの範囲は,  $2^{-8}$  から  $2^{-8}$  くらいになるべく広く取り, 組み合わせは ABIC min! 基準に選択させ, そこで得られた各効果の推計値が「真の値」に近いと主張する。個々の果物, 米や肉類などの実際のコウホート表に適用した時, 氏の言われるように非常に広い範囲から ABIC だけに頼ってハイパー・パラメータを選ばせると, 時にわれわれの常識では受け容れ難いような推計値になることがあった。しからばどれくらいの範囲が妥当かと問われても, 確たる返事は出来ないのだが, 我々は通常  $2^{-3}$  から  $2^{-3}$  までの比較的狭い範囲から, ABIC min! の基準でハイパー・パラメータの組み合わせを選んでいる。

これまで数々の実例分析とシミュレーション実験を繰り返した経験から, ベイズ型モデルは IE モデルに比べ, コウホート効果の線形成分をやや急傾斜に, 他方年齢効果の線形成分をやや緩やかに, 結果的に時代効果の線形成分を相対的に緩やかに推計する傾向があるらしいことが分かってきた (たとえば生鮮果物の場合, 平均消費量の急減はもっぱら「果物離れ」した新しい世代による古い世代の代替で説明され, 時代効果はほとんど逓減的でないなど) (Mori *et al.*, 2006; Mori, Clason and Lillywhite, 2006)。もし何らかの外部情報により, (年齢・コウホート効果から独立した) ネットの時代効果の線形成分の傾きが分かれば, それに近づけるべくハイパー・パラメータの組み合わせをカリブレーションすることは可能である (森・川口・三枝, 2009, pp.118-128)。我々は, 赤池の情報基準量基準のエフィカシーに異を唱えるものではないが, ベイズ型コウホート分析において, この基準だけに依拠するわけにはいかないと考える。

### c. 等値条件付 OLS

線形の年齢・時代・世代のコウホート分析に

おける「識別不能」を克服するために、年齢、時代、ないしコウホート効果のいずれかの成分の一箇所に、制約条件として「等値」を導入すれば、唯一の最小二乗解が得られる。問題は「等値」関係を如何に見出し、等値の制約を何処に置くかであると言われる。先ず表2あるいは表3に示される年齢6階級×年次4年（コウホートは9個）のケースにおいて、1980年から2010年にいたる30年間で、4個しかない年次効果に、等値を置くのは常識的でない。年齢ないしコウホート効果のいずれかの、任意の部分に等値を置くことになる。たとえば、20歳代と30歳代の年齢効果は等しい、または40歳代と50歳代のそれは等しい。あるいは調査期間の最初、1980年に70歳代だった1901-10年生まれの世代（C1）と、同じく60歳代だった1911-20年生まれの世代（C2）は等しいコウホート効果を持つ、または2010年に20歳だった1981-90年生まれの世代（C9）と、同じく30歳だった1971-80年生まれの世代（C8）は、コウホート効果において等値であるなどは、客観的な外部情報がなくとも、常識的に的外れの想定ではないだろう。今回のシミュレーションに当っては、表2に示されているように、意図的にいずれの食品タイプも、C1とC2、およびC8とC9は、それぞれまったく同じか、きわめて接近した値に設定されている。他方年齢効果については、食品タイプ1では、40歳代が1.0に対し、50歳代は2.50、またタイプ2では、40歳代が-0.5に対し50歳代が2.30とそれぞれ大きく乖離している。

繰り返し述べているが、「等値」は何処におくことも推計技術的に可能だが、今回のシミュレーションでは、 $C1 = C2$ （OLS-1）と $C8 = C9$ （OLS-2）、また参考までに $C6 = C7$ （OLS-3）の3例を試みた。等値条件の置き方が僅か3例に過ぎず、また反復回数が少ないので決定的なことは言えないが、「等値」が予め設定された状況でまったく満たされている（タ

イプ3の $C1 = C2 = -2.70$ ）、あるいは極めて近い（タイプ3の $C8 = 2.80$ ,  $C9 = 3.10$ ；あるいはタイプ1及び2の、 $C1 = 2.40$ ,  $C2 = 2.70$ 、およびタイプ4及び5の $C1 = -2.70$ ,  $C2 = -2.30$ ）でも、設定値の復元は良好な場合もきわめて不良な場合もあり、隠された「真の値」に照らして、「等値」の想定が当たっていれば、「真」に近い推計値が得られるとは限らない。タイプ1及びタイプ2のケースで、 $C8$ （-2.70）と $C9$ （-3.50）を等しいと仮定したOLS-2の復元パフォーマンスは、それぞれAが1回あるが、CないしDが多く、設定値はほとんどの反復例で復元されていない。タイプ1から5を通して、 $C1 = C2$ を仮定したOLS-1のパフォーマンスは概して高いが、OLS-2と比較して、復元成績が劣るケースも見られる（タイプ5）。またタイプ3では、OLS-2はA<sup>+</sup>が2回で、A<sup>+</sup>が1回のOLS-1に比べ成績はベターだが、まったく再現しないDもあり、コンシステンシーに欠ける。

$C_k$ と $C_{k+1}$ の比例的関係があらかじめ分かっていたいば、

$$\alpha C_k = C_{k+1} \quad (8)$$

を導入することで、推計の結果をよくすることは出来る。“smoothing cohort model”（Fu, 2008）がそうした考え方だが、(8)式の $\alpha$ を確定するのは現実に容易でないし、仮に適切な係数が得られても、それを適用することによって真に近いコウホートパラメータが推計されるとは限らない。すでに上記(3)a.概観で具体的に叙述したとおりである。与えられた実際のデータ＝コウホート表において、パラメータの等値関係、あるいはパラメータの比例関係は通常不明である。たとえそうした関係が分かったとしても、等値の制約条件を与えさえすれば、OLSによって「真の値」に近い推計値が得られるとは限らない。

## Part 2 隣接するパラメータの一次階差の絶対値の総和を最小にする最小二乗解

### —A/P/C コウホート分析における「等値制約」の新解釈—

A/P/C コウホート分析では、いわゆる「識別問題」のために、個々のパラメータの唯一の最小二乗推定値を得ることができない。このことに対する伝統的な対策は、「あるパラメータと他のパラメータの値は等しい」というようなパラメータの「等値条件」を想定し、個々のパラメータの最小二乗推定値を得るというものであった。しかしどのような「等値条件」を想定するかは恣意的であり、この「選択の恣意性」が問題とされ、「選択の恣意性」を回避するための種々の方法が提案されてきた（詳しくは Part 1 1 節参照）。

ここで以下提案する方法は、隣接するパラメータの一次階差の絶対値の総和を最小にする最小二乗解を個々のパラメータの推定値として利用するものである。この方法は、「等値条件」を利用する素朴な方法を客観的な基準に基づいて一般化し、「選択の恣意性」を解消したものである。以下この方法について順次説明した後、本稿のタイプ 1、タイプ 2、タイプ 3、タイプ 4、タイプ 5 の各事例についてのシミュレーション結果を示す。

#### (1) A/P/C コウホートモデルと観察されたデータ

コウホートモデル (A/P/C) は次のようになる（表記は異なるが、Part 1 (1) 式と同じ）。

$$Y_{it} = \mu + \beta_i^A + \beta_t^P + \beta_k^C + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, 6 \quad t = 1, 2, 3, 4 \quad k = 1, 2, \dots, 9$$

$\mu$  : 総平均

$\beta_i^A$  :  $i$  年齢階級の年齢効果

$$\sum_{i=1}^6 \beta_i^A = 0 \text{ (ゼロ和制約)}$$

$\beta_t^P$  :  $t$  年次の時代効果

$$\sum_{t=1}^4 \beta_t^P = 0 \text{ (ゼロ和制約)}$$

$\beta_k^C$  :  $k$  コウホートのコウホート効果

$$\sum_{k=1}^9 \beta_k^C = 0 \text{ (ゼロ和制約)}$$

$\varepsilon_{it}$  : 誤差項

また観察されたデータ  $Y$  の値を表 K-1 のように表すことにする。

表 K-1 観察されたデータ  $Y$  の値

Age Period	$i=1$	$i=2$	$i=3$	$i=4$	$i=5$	$i=6$
$t=1$	$Y_1$	$Y_2$	$Y_3$	$Y_4$	$Y_5$	$Y_6$
$t=2$	$Y_7$	$Y_8$	$Y_9$	$Y_{10}$	$Y_{11}$	$Y_{12}$
$t=3$	$Y_{13}$	$Y_{14}$	$Y_{15}$	$Y_{16}$	$Y_{17}$	$Y_{18}$
$t=4$	$Y_{19}$	$Y_{20}$	$Y_{21}$	$Y_{22}$	$Y_{23}$	$Y_{24}$

(備考)  $Y_k$  のサフィックス  $k$  はデータの番号であり、コウホートモデルのサフィックス  $it$  とは無関係である。

表 K-2 標準コウホート表（4×6）の構造—IEにおける  $B_0$  の要素—

Age \ Period		$i=1$	$i=2$	$i=3$	$i=4$	$i=5$	$i=6$		
		$-\frac{5}{2}$	$-\frac{3}{2}$	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{3}{2}$	$\frac{5}{2}$		
$t=1$	$\frac{3}{2}$	-1	0	1	2	3	4	Cohort	
$t=2$	$\frac{1}{2}$	-2	-1	0	1	2	3	-4	$k=1$
$t=3$	$-\frac{1}{2}$	-3	-2	-1	0	1	2	-3	$k=2$
$t=4$	$-\frac{3}{2}$	-4	-3	-2	-1	0	1	-2	$k=3$
		Cohort	4	3	2	1	0	-1	$k=4$
			$k=9$	$k=8$	$k=7$	$k=6$	$k=5$		

(備考) 太枠    中の数字は Age と Period の  $B_0$  要素の合計。これに Cohort の  $B_0$  要素を加えると太枠    中のはすべてゼロとなる。

本稿の 4×6 標準コウホート表の場合の「識別問題」の内容を上の表 K-2 で示しておくが、この表は参考のために付したものであり、読みとばしても特に問題はない。

## (2) パラメータのゼロ和制約を利用し簡略化した回帰モデル

簡略化した回帰モデルは次頁表 K-3 に示すとおりである。

## (3) 変数の一次従属関係を利用して 1 変数を削除し変形した回帰モデルとその最小二乗解

ベクトル表示の回帰モデルは次のようになる。

$$\begin{aligned}
 Y = & \mu x_0 + \beta_1^A x_1^A + \beta_2^A x_2^A + \beta_3^A x_3^A + \beta_4^A x_4^A + \beta_5^A x_5^A \\
 & + \beta_1^P x_1^P + \beta_2^P x_2^P + \beta_3^P x_3^P \\
 & + \beta_1^C x_1^C + \beta_2^C x_2^C + \beta_3^C x_3^C + \beta_4^C x_4^C + \beta_5^C x_5^C + \beta_6^C x_6^C + \beta_7^C x_7^C + \beta_8^C x_8^C \\
 & + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{1}$$

変数例の一次従属関係（左辺の 0 はゼロ列ベクトル）は次のとおり。

$$\begin{aligned}
 0 = & -\frac{5}{2}x_1^A - \frac{3}{2}x_2^A - \frac{1}{2}x_3^A + \frac{1}{2}x_4^A + \frac{3}{2}x_5^A \\
 & + \frac{3}{2}x_1^P + \frac{1}{2}x_2^P - \frac{1}{2}x_3^P \\
 & - 4x_1^C - 3x_2^C - 2x_3^C - x_4^C + x_6^C + 2x_7^C + 3x_8^C
 \end{aligned} \tag{2}$$

回帰モデルの変形（(2)式に  $\beta_4^C \equiv t$  を乗じて (1) 式に加える）をする。

$$\begin{aligned}
 Y = & \mu x_0 + (\beta_1^A - \frac{5}{2}t)x_1^A + (\beta_2^A - \frac{3}{2}t)x_2^A + (\beta_3^A - \frac{1}{2}t)x_3^A + (\beta_4^A + \frac{1}{2}t)x_4^A + (\beta_5^A + \frac{3}{2}t)x_5^A \\
 & + (\beta_1^P + \frac{3}{2}t)x_1^P + (\beta_2^P + \frac{1}{2}t)x_2^P + (\beta_3^P - \frac{1}{2}t)x_3^P \\
 & + (\beta_1^C - 4t)x_1^C + (\beta_2^C - 3t)x_2^C + (\beta_3^C - 2t)x_3^C \\
 & + \beta_5^C x_5^C + (\beta_6^C + t)x_6^C + (\beta_7^C + 2t)x_7^C + (\beta_8^C + 3t)x_8^C
 \end{aligned}$$

$$+ \varepsilon \quad \dots\dots\dots (3)$$

ここで変数列  $x_i^A$  が消去されており、残りの変数列ベクトルは一次独立であるから普通の回帰分析 (OLS) でパラメータの推定をすることができる。

回帰分析 (OLS) による (3) 式のパラメータの推定値の表記法は次のとおり。

$\mu$  の推定値  $\equiv b_0$ , つまり変数列ベクトル  $x_0$  の係数の推定値を  $b_0$ ,  $(\beta_1^A - \frac{5}{2}t)$  の推定値  $\equiv b_1^A$ ,  $(\beta_2^A - \frac{3}{2}t)$  の推定値  $\equiv b_2^A$ , ..., というふうに変数列ベクトル  $x_i^A$  の係数の推定値を  $b_i^A$  で表わす。

同様にベクトル  $x_i^P$  の係数の推定値を  $b_i^P$ , ベクトル  $x_k^C$  の係数の推定値を  $b_k^C$  で表わす。要するにある変数列ベクトルの係数パラメータの推定値は  $x$  を  $b$  でおきかえて表すということである。ただし実際に計算するのは  $i = 1, 2, 3, 4, 5; t = 1, 2, 3; k = 1, 2, 3, 5, 6, 7, 8$  についてである。

表 K-3 ゼロ和制約を利用し簡略化した回帰モデル

	$\mu$	$\beta_1^A$	$\beta_2^A$	$\beta_3^A$	$\beta_4^A$	$\beta_5^A$	$\beta_1^P$	$\beta_2^P$	$\beta_3^P$	$\beta_1^C$	$\beta_2^C$	$\beta_3^C$	$\beta_4^C$	$\beta_5^C$	$\beta_6^C$	$\beta_7^C$	$\beta_8^C$	誤差項
$Y_1$	1	1					1								1	0	0	$\varepsilon_{11}$
$Y_2$	1		1				1							1				$\varepsilon_{21}$
$Y_3$	1			1			1						1					$\varepsilon_{31}$
$Y_4$	1				1		1					1						$\varepsilon_{41}$
$Y_5$	1					1	1				1							$\varepsilon_{51}$
$Y_6$	1	-1	-1	-1	-1	-1	1			1								$\varepsilon_{61}$
$Y_7$	1	1						1								1	0	$\varepsilon_{12}$
$Y_8$	1		1					1							1			$\varepsilon_{22}$
$Y_9$	1			1				1						1				$\varepsilon_{32}$
$Y_{10}$	1				1			1					1					$\varepsilon_{42}$
$Y_{11}$	1					1		1				1						$\varepsilon_{52}$
$Y_{12}$	1	-1	-1	-1	-1	-1		1		0	1							$\varepsilon_{62}$
$Y_{13}$	1	1							1								1	$\varepsilon_{13}$
$Y_{14}$	1		1						1							1		$\varepsilon_{23}$
$Y_{15}$	1			1					1						1			$\varepsilon_{33}$
$Y_{16}$	1				1				1					1				$\varepsilon_{43}$
$Y_{17}$	1					1			1				1					$\varepsilon_{53}$
$Y_{18}$	1	-1	-1	-1	-1	-1			1	0	0	1						$\varepsilon_{63}$
$Y_{19}$	1	1					-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	$\varepsilon_{14}$
$Y_{20}$	1		1				-1	-1	-1								1	$\varepsilon_{24}$
$Y_{21}$	1			1			-1	-1	-1						1			$\varepsilon_{34}$
$Y_{22}$	1				1		-1	-1	-1					1				$\varepsilon_{44}$
$Y_{23}$	1					1	-1	-1	-1					1				$\varepsilon_{54}$
$Y_{24}$	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0	0	0	1					$\varepsilon_{64}$
$Y$	$x_0$	$x_1^A$	$x_2^A$	$x_3^A$	$x_4^A$	$x_5^A$	$x_1^P$	$x_2^P$	$x_3^P$	$x_1^C$	$x_2^C$	$x_3^C$	$x_4^C$	$x_5^C$	$x_6^C$	$x_7^C$	$x_8^C$	$\varepsilon$
上記列のベクトル表示																		
$0 \quad -\frac{5}{2} \quad -\frac{3}{2} \quad -\frac{1}{2} \quad \frac{1}{2} \quad \frac{3}{2} \quad \frac{3}{2} \quad \frac{1}{2} \quad -\frac{1}{2} \quad -4 \quad -3 \quad -2 \quad -1 \quad 0 \quad 1 \quad 2 \quad 3$																		
上記列に対応する $B_0$ の要素																		

ゼロ和制約を利用して簡略化した回帰モデルは上のように表わせる。しかし実際には以下述べるように変数列  $x_i^C$  を消去した回帰モデルに変形してから計算をする。

#### (4) A/P/C コウホートモデルの個々のパラメータの推定値

コウホートモデル (A/P/C) の各効果の推定値は次のようになる。

$$\mu = b_0$$

$$\beta_1^A = b_1^A + \frac{5}{2}t$$

$$\beta_2^A = b_2^A + \frac{3}{2}t$$

$$\beta_3^A = b_3^A + \frac{1}{2}t$$

$$\beta_4^A = b_4^A - \frac{1}{2}t$$

$$\beta_5^A = b_5^A - \frac{3}{2}t$$

ゼロ和制約より  $b_6^A \equiv -(b_1^A + b_2^A + b_3^A + b_4^A + b_5^A)$  として

$$\beta_6^A = b_6^A - \frac{5}{2}t$$

$$\beta_1^P = b_1^P - \frac{3}{2}t$$

$$\beta_2^P = b_2^P - \frac{1}{2}t$$

$$\beta_3^P = b_3^P + \frac{1}{2}t$$

ゼロ和制約より  $b_4^P \equiv -(b_1^P + b_2^P + b_3^P)$  として

$$\beta_4^P = b_4^P + \frac{3}{2}t$$

$$\beta_1^C = b_1^C + 4t$$

$$\beta_2^C = b_2^C + 3t$$

$$\beta_3^C = b_3^C + 2t$$

簡便のため  $b_4^C \equiv 0$  として, また上述のように  $\beta_4^C \equiv t$  より

$$\beta_4^C = b_4^C + t$$

$$\beta_5^C = b_5^C + 0t$$

$$\beta_6^C = b_6^C - t$$

$$\beta_7^C = b_7^C - 2t$$

$$\beta_8^C = b_8^C - 3t$$

ゼロ和制約より  $b_9^C \equiv -(b_1^C + b_2^C + b_3^C + b_4^C + b_5^C + b_6^C + b_7^C + b_8^C)$  として

$$\beta_9^C = b_9^C - 4t$$

..... (4)

#### (5) 隣接するパラメータの一次階差の絶対値の総和を最小にする最小二乗解

各効果の隣接するパラメータの一次階差の絶対値の合計の最小化をする。

$$|\beta_1^A - \beta_2^A| = |b_1^A - b_2^A + t| \quad \text{左のこの絶対値は } t = t_1^A \equiv (b_2^A - b_1^A)$$

$$|\beta_2^A - \beta_3^A| = |b_2^A - b_3^A + t| \quad t_2^A \equiv (b_3^A - b_2^A)$$

$$|\beta_3^A - \beta_4^A| = |b_3^A - b_4^A + t| \quad t_3^A \equiv (b_4^A - b_3^A)$$

$$|\beta_4^A - \beta_5^A| = |b_4^A - b_5^A + t| \quad t_4^A \equiv (b_5^A - b_4^A)$$

$$\begin{aligned}
 |\beta_5^A - \beta_6^A| &= |b_5^A - b_6^A + t| & t_5^A &\equiv (b_6^A - b_5^A) \\
 |\beta_1^P - \beta_2^P| &= |b_1^P - b_2^P - t| & t_1^P &\equiv (b_1^P - b_2^P) \\
 |\beta_2^P - \beta_3^P| &= |b_2^P - b_3^P - t| & t_2^P &\equiv (b_2^P - b_3^P) \\
 |\beta_3^P - \beta_4^P| &= |b_3^P - b_4^P - t| & t_3^P &\equiv (b_3^P - b_4^P) \\
 |\beta_1^C - \beta_2^C| &= |b_1^C - b_2^C + t| & t_1^C &\equiv (b_2^C - b_1^C) \\
 |\beta_2^C - \beta_3^C| &= |b_2^C - b_3^C + t| & t_2^C &\equiv (b_3^C - b_2^C) \\
 |\beta_3^C - \beta_4^C| &= |b_3^C - b_4^C + t| & t_3^C &\equiv (b_4^C - b_3^C) \\
 |\beta_4^C - \beta_5^C| &= |b_4^C - b_5^C + t| & t_4^C &\equiv (b_5^C - b_4^C) \\
 |\beta_5^C - \beta_6^C| &= |b_5^C - b_6^C + t| & t_5^C &\equiv (b_6^C - b_5^C) \\
 |\beta_6^C - \beta_7^C| &= |b_6^C - b_7^C + t| & t_6^C &\equiv (b_7^C - b_6^C) \\
 |\beta_7^C - \beta_8^C| &= |b_7^C - b_8^C + t| & t_7^C &\equiv (b_8^C - b_7^C) \\
 |\beta_8^C - \beta_9^C| &= |b_8^C - b_9^C + t| & t_8^C &\equiv (b_9^C - b_8^C)
 \end{aligned}$$

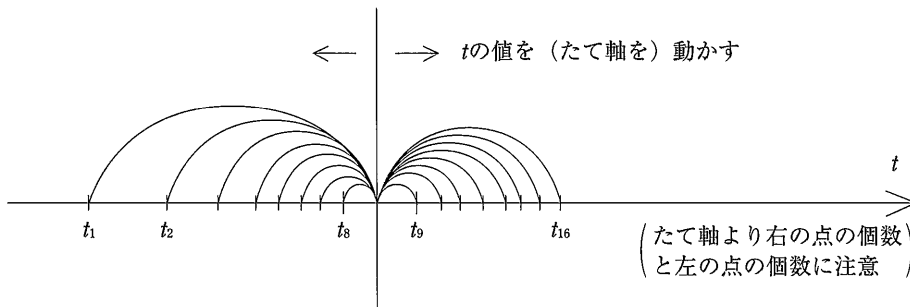
の時ゼロとなる

以上の16個の絶対値の合計を最小にする  $t$  の値は次のようになる。今16個の  $t$  の値  $t_1^A, t_2^A, \dots, t_5^A, t_1^P, t_2^P, t_3^P, t_1^C, t_2^C, \dots, t_8^C$  を小さい方から大きい方へ並べかえた数列を（同じ値にも異なる番号をつけて）

$$t_1, t_2, \dots, t_8, t_9, \dots, t_{16}$$

とすれば  $t_8 \leq t \leq t_9$  なる範囲で絶対値の合計は最小となる。

このことは次の図より容易に分る。つまり図のたて軸から各点までの距離の合計が絶対値の合計に外ならないが、たて軸が  $t_8$  以上  $t_9$  以下の位置を動いても距離の合計は変わらないが、 $t_8$  より左へ動くとも合計が増加し、かつ  $t_9$  より右へ動いても合計が増加する。



そこで一次階差の絶対値の合計を最小化する  $t$  の値としては  $t=t_8$  でもよいし、 $t=t_9$  でもよい。この場合、ある一次階差はゼロとなる。しかし  $t=(t_8+t_9)/2$  としてもよく、 $t_8 < t_9$  であれば、この場合どの一次階差もゼロとはならない。実際的な方法としては、 $t=(t_8+t_9)/2$  とする方がよい。というのは唯一の  $t$  の値が確定でき、また  $t=t_8$  と  $t=t_9$  のどちらがよいかわからないので、その中間の値の方が極端な結果をさけるという意味では望ましいと考えられるからである。

かくて(4)式の  $t$  に  $t=(t_8+t_9)/2$  を代入して各効果のパラメータの推定値を求める。

なお各効果の隣接するパラメータの一次階差の個数は偶数個である。つまり年齢階級が  $I$  個で年次が  $T$  個の標準コウホート表では、コウホートの個数が  $(I+T-1)$  となるので、一次階差の個数は

$$(I-1) + (T-1) + (I+T-1-1) = 2(I+T-2)$$

となり偶数個である。上述の例では  $I = 6$ ,  $T = 4$ , 一次階差の個数は16となる。上述の分析と同様の分析は任意の標準コウホート表でできる。

また  $2(I + T - 2)$  個の各一次階差の絶対値をそれぞれゼロとする  $2(I + T - 2)$  個の  $t$  の値を小さい方から大きい方へ順にならなると、一次階差の絶対値の合計を最小にする  $t$  の値は、 $(I + T - 2)$  番目の値以上  $(I + T - 1)$  番目の値以下の任意の値である。しかし上述のように実際的な方法としては、 $(I + T - 2)$  番目の値と  $(I + T - 1)$  番目の値の単純平均値を最小にする  $t$  の値として利用する。

## (6) 本稿のタイプ 1, 2, 3, 4, 5 の各事例に関するシミュレーション結果

各タイプについてそれぞれ6回シミュレーションを行い、その結果を Part 1 の表 4 の最右列、詳細を KW モデル シミュレーション結果として付録表 K-1 から表 K-5 に示している。どのタイプについても、パラメータの推定値はパラメータの理論的設定値を全体としてよく再現しているように考えられる。今後様々なケースについてシミュレーション分析を試み、本稿の推定法の特徴を明らかにして行きたい。

【川口雅正】



## Part 3 補記：適合度の新しい尺度を求めて—MSE(平均二乗誤差)

### (1) はじめに

年齢と年次で二重分類されたデータを  $\{Y_{ij}; i=1, \dots, n, j=1, \dots, m\}$  として, APC モデルを次のように表す;

$$Y_{ij} = G + A_i + P_j + C_k \quad (k=j-i+n) \quad (1)$$

$A_i$  は年齢効果,  $P_j$  は年次効果を表すパラメータで, コウホート効果を  $C_k$  で表す。I ( ) は  $k=j-i+n$  であれば 1, それ以外は 0 となる indicator function で, 例えば  $Y_{11}$  には  $C_n$ ,  $Y_{12}$  には  $C_{n+1}$  のコウホート効果に対応する。コウホート効果の個数を  $r$  とすれば,  $r=n+m-1$  となる。推定すべきパラメータの総数は  $n+m-1$  であるが, (1) 式には, それぞれの効果について, 効果の合計はゼロ, とするゼロ和条件がついている。

(1) 式では, 誤差項が省略されているが, 正規分布する誤差項を想定している。仮設データは, いずれも標準偏差が 0.25 の正規乱数をつかって生成されている。

2 節では (1) 式が, 次のような行列形式で表現されている;

$$y = Xb + e \quad (2)$$

左辺の  $y$  は,  $Y_{ij}$  を  $\{Y_{11}, Y_{12}, \dots, Y_{1m}, \dots, Y_{n1}, \dots, Y_{nm}\}$  と配列した列ベクトルで, 係数の  $b$  の要素は; 次のとおりで, 推定すべきパラメータの総数が減少している。

$$b' = (G, A_1, \dots, A_{n-1}, P_1, \dots, P_{m-1}, C_1, \dots, C_{r-1})$$

除外された  $A_n, P_m, C_r$  を加えたフルサイズの係数ベクトルを  $b$  と区別して,  $b^{\#}$  と書く。

3 節ではパラメータを次のように分割して行列表示をしている;

$$b1' = (G, A_1, \dots, A_{n-1}, P_1, \dots, P_{m-1})$$

$$b2' = (C_1, \dots, C_r)$$

従って,  $y = [X1, X2]b + e$  と表示されるが, いずれの場合も, デザイン行列の  $X$  は固有値ゼロの固有ベクトルを 1 個もつ行列である。以下この固有ベクトル (標準化された) を  $B_0$  と記すが,  $n=6, m=4$  の仮設データの  $B_0$  は次の通り;

$$\begin{aligned} i=1 & \quad ; 0 \\ i=2, \dots, 6 & \quad ; -0.328, -0.197, -0.066, 0.066, 0.197 \\ i=7, \dots, 9 & \quad ; 0.197, 0.066, -0.066 \\ i=10, \dots, 17 & \quad ; -0.525, -0.394, -0.263, -0.131, 0, 0.131, 0.263, 0.394 \end{aligned}$$

今回のシミュレーションの特徴は仮設データが短いことと, 推定法に, 簡便な等値条件付 OLS が加えられたことであろう。この簡便法に対して W. J. Fu (2008) は事後的な等値条件の付いた推定法 (以下 CLIM 推定と記す) を提唱した。彼のアプローチに従って, CLIM 推定式を作成して,

上記の OLS と対比するのが、本稿のテーマの一つである。

Fu はコウホート効果の系列を 3 次のスプライン関数を使って平滑化しているが、ここではスプライン関数の代わりに、3 節で述べるトレンドモデルを媒介にして推定式を誘導している。

仮設データを使って、BE, IE, …などの推定式の適合度を比較する尺度は、表 4 および付録表 K-1 ～ 5 では、A, A<sup>-</sup>, B<sup>+</sup>, B, ……、D のように、「視覚的に」評点したが、ここでは、次のような Mean Square Error (MSE 平均二乗誤差) を使う。(1) 式の推定すべきパラメータ  $b^{\#}$ , その推定量を  $\hat{b}^{\#}$  とすると、

$$(\hat{b}^{\#} - b^{\#})' (b^{\#} - \hat{b}^{\#}) = \|b^{\#} - \hat{b}^{\#}\|^2 \quad (3)$$

(3) 式の  $\|b^{\#} - \hat{b}^{\#}\|^2$  の期待値を  $\hat{b}^{\#}$  の MSE とする。MSE のほかに  $\|E(\hat{b}^{\#}) - b^{\#}\|^2$  を計算するが、以下 BIAS<sup>2</sup> と記す。Part 3 末尾の表 5 では定数項を除外して MSE を計算している。

上述したように、仮設データはいずれも誤差項の標準誤差 (se) が 0.25 の正規乱数を使って生成されている。

se の決定に関しては、回帰項の変動を考慮せねばならないが、決定係数を 0.99 に設定したとすれば、se は、タイプにより異なるが、0.5 前後の値になる。se が減少すれば、MSE における標本変動の寄与が減少することになる。

## (2) 制約つき回帰推定について

不定解の中から確定解を導くための簡便法は、(2) 式のパラメータ  $b$  を一次の制約式で制約する方法である。制約式を  $Lb = 0$  とすると、(4) 式の最小二乗解が、求める確定解の  $\hat{b}$  になる。

$$\left\| \begin{pmatrix} y \\ 0 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} X \\ L \end{pmatrix} b \right\|^2 \quad (4)$$

【例】 推定式の OLS-1 では、 $b(10) = b(11)$  と制約されているから、(4) 式の  $L$  は  $L(10) = 1$ ,  $L(11) = -1$  の行ベクトルである。

この  $\hat{b}$  は (5) 式のように表現できる；

$$\hat{b} = X^{-}y \quad (5)$$

ただし、 $X^{-} = (X'X + L'L)^{-1}X'$

従って、 $\hat{b}$  の期待値と分散行列は (6) 式で計算できる。

$$E(\hat{b}) = X^{-}Xb \quad (6.1)$$

$$V(\hat{b}) = se^2 X^{-} (X^{-})^2 \quad (6.2)$$

(5) と (6.1) 式から次のことが判る；(4) 式の  $y$  に  $Xb$  を代入すれば  $E(\hat{b})$  が得られる。従って、誤差項を持った仮設データを反復生成して  $\hat{b}$  の期待値を推定する必要はない。

## IE について

$b$  の制約式に固有ベクトルの  $B_0$  を使えば、IE による  $\hat{b}$  が得られる。即ち、次の二乗和の最小二乗解が IE による推定値になる。

$$\left\| \begin{pmatrix} y \\ 0 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} X \\ B_0 \end{pmatrix} b \right\|^2 \quad (7)$$

IE については、次のことが知れている； $X^+$ を  $X$  の Moore-Penrose 一般逆行列とすると

$$\hat{b} = X^+ y$$

となり、期待値と分散が(8)式で評価できる

$$E(\hat{b}) = (I - B_0 B_0') b, \quad V(\hat{b}) = se^2 X^+ (X^+)' \quad (8)$$

従って、(7)式の  $y$  に  $Xb$  を入力すれば、(8)式の  $E(b)$  が得られる。

$X^-$  も  $X$  の一般逆行列であるが、IE では  $X^-$  に代わって Moore-Penrose の一般逆行列が使われている。この結果として、(8)式の分散は、(6)式の分散よりも小さくなる。(Yang, Fu and Land (2004) p.102の定理 2)

## b の変換について

1 節で述べたように、(2)式の  $b$  では  $A_n$ ,  $P_n$  と  $C_i$  が除外されているので、(1)式のフルサイズのパラメータを推定するためには(8)式で得た  $\hat{b}$  を変換せねばならない。ゼロ和制約の下では除外された効果、例えば  $A_n$  は  $A_n = -\sum_{i=1}^{n-1} A_i$  となるから、(8)式の年齢効果の推定値 ( $b(2)$ ,  $b(3)$ , …… $b(n-1)$ ) は次のように変換される；

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ -1 & -1 & \cdots & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b(2) \\ b(3) \\ \cdots \\ b(n-1) \end{pmatrix}$$

以上の要領で作成された変換行列(H)を使って(8)式の  $\hat{b}$  を変換する。修正された推定値を改めて  $\hat{b}^{\#}$  とすると、 $HE(\hat{b})$  で  $\hat{b}^{\#}$  の期待値が、 $HV(\hat{b})H'$  で分散行列  $V^{\#} = V(\hat{b}^{\#})$  が得られる。

従って、IE の適合度を測る MSE は次のように計算されている；

$$BIAS^2 = \|E(\hat{b}^{\#}) - b^{\#}\|^2, \quad MSE = \sum_{i=2}^n V^{\#}(i, i) + BIAS^2 \quad (9)$$

(6)式の場合も同じ要領で、 $\hat{b}$  が  $\hat{b}^{\#}$  に変換される。

## 【例】TYPE 1 の MSE

IE の MSE は次のように計算されている；

$$BIAS^2 = 9.37, \quad \sum_{i=2}^n V^{\#}(i, i) = 0.38, \quad MSE = 0.38 + 9.37 = 9.75$$

## OLS-1 の MSE

$$BIAS^2 = 7.02, \quad \sum_{i=2}^n V^{\#}(i, i) = 0.38, \quad MSE = 8.97 + 7.02 = 15.98$$

この様に計算された結果が後出表 5 に集約されているが、( ) の値が  $BIAS^2$  である。

## (4)式の別解法について

(4)式の最小二乗解は、次のように IE を媒介にして、求められる；

$$\hat{b} = B + tB_0 \quad (10)$$

ただし、 $B$  は IE による  $b$  の推定値

$B_0$  は仮設データの固有ベクトル

$$t = -LB/LB_0$$

(7)式で得た  $\hat{b}$  を  $B$  に代入すれば、(6)式の解と同じ値の推定値が得られる。推定値の偏りを知るには(10)式のほうが分かりやすい。

例えば、 $b(10) = db(11)$ と制約したとすれば (OLS-1 の場合),

$$t = -(B(10) - dB(11)) / (B_0(10) - dB_0(11))$$

となり

$$b \text{ の偏り} = c B_0$$

$$\text{ただし, } d^{\#} = b(10) / b(11)$$

$$c = -(d^{\#} - d)b(11) / (B_0(10) - B_0(11))$$

と表現される。従って、 $\hat{b}$  の  $\text{BIAS}^2$  は  $c^2$ ,  $\hat{b}^{\#}$  の  $\text{BIAS}^2$  は  $1.42c^2$  となる。

例えば、OLS-1 の場合、TYPE 3 では、 $d = d^{\#}$  で、偏りのない推定になっているが、TYPE 1 では  $d^{\#} = 0.889$ ,  $b(11) = 2.7$  で、 $c^2 = 5.27$  となり、 $\hat{b}^{\#}$  の  $\text{BIAS}^2$  は 7.43 となる。

### (3) MIXED MODEL について

BE では各効果について「漸近的变化の条件」を課していたが、ここでは、年齢と年次効果は制約なしのフリーなパラメータとして、コウホート効果にだけ次のようなトレンドモデルを想定する。トレンドモデルでは 2 次の階差行列  $D$  を使ってコウホート効果  $C_k$  の事前分布を設定する；

$$D(1, 1) = 1$$

$$D(2, 1) = -2, D(2, 2) = 1$$

$$D(i-2, i) = 1, D(i-1, i) = -2, D(i, i) = 1, i = 3, \dots, r$$

$$E(1, 1) = 2, E(1, 2) = -1$$

$$E(2, 1) = -1, E(2, 2) = -0$$

$$E(i, j) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, i = 3, \dots, r$$

$$b2 = (C1, C2, \dots, Cr)', f = (f1, f1)'$$

として  $D\hat{b}2$  は正規分布  $N(Ef, w^2I)$  に従うものと想定しているが、標準コウホート表では初期値の  $f$  を確定できないので、ここでは  $f=0$ , また  $w$  は  $\eta w = se$  とおく<sup>\*1)</sup>。

超パラメータ  $\eta$  の決定手順は BE の場合と同じで、 $y$  の周辺尤度の ABIC を最大にするように定めるが、 $\eta$  が決まれば、パラメータ  $b$  の推定値は次の二乗和の最小二乗解になる。

$$\left\| \begin{pmatrix} y \\ 0 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} X1, X2 \\ 0, \eta D \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b1 \\ b2 \end{pmatrix} \right\|^2, \quad b1 \text{ は年齢と年次効果を含むパラメータ} \quad (11)$$

$b2$  の推定値を  $\hat{b}2$ ,  $y^{\#} = y - X2\hat{b}2$  とおくと、 $b1$  の推定値  $\hat{b}1$  は  $\|y^{\#} - X1b1\|^2$  の最小二乗解になる。CLIM 推定では、この  $\hat{b}1$  を使って  $b$  を制約する一次式  $Lb$  を設定するわけだが、 $\hat{b}1$  はどのように分布するであろうか？

#### 推定値 $\hat{b}1$ について

$\hat{b}1$  から得られた  $G$  と  $A_i (i = 1, \dots, n)$  の推定値を  $\hat{G}, \hat{A}_i$  と書くと、次の(12)式が得られる；

$$\hat{G} + \hat{A}_i = \bar{Y}_i - \hat{Z}_i \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

ただし、 $\bar{Y}_i = \sum_{j=1}^m Y_{ij/m}$

$$\hat{Z}_i = 1/m \sum_{j=1}^m \hat{b}2(k) I(k = j - i + n)$$

$\{\hat{Z}_i; i = 1, \dots, n\}$  はレンドモデルで推定された各年齢階級のコウホート効果の平均値  $\{\bar{Y}_i\}$ ,

$\{\hat{Z}_i\}$  の系列を、それぞれの平均からの偏差の形になおすと、 $\hat{A}_i$  は次のように書ける；

$$\hat{A}_i = \bar{Y}_i - \hat{Z}_i. \quad (13)$$

ただし、

$$\bar{Y}_i = \bar{Y} - 1/n \sum_{i=1}^n \bar{Y}_i$$

$$\hat{Z}_i = \hat{Z} - 1/n \sum_{i=1}^n \hat{Z}_i$$

$Y_{ij}$  の誤差項を無視すれば

$$\bar{Y}_i = A_i + Z_i. \quad (14)$$

ただし

$$Z_i = 1/m \sum_{j=1}^m b_2(k) I(k=j-i+n)$$

$$Z_i = Z - 1/n \sum_{i=1}^n Z_i$$

と表せる。(13)と(14)式より

$$\hat{A}_i - A_i = \hat{Z}_i - Z_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (15)$$

$\hat{b}_1$  から得られる年齢効果の推定値は(15)式のような偏りを持つことが分かる。

(15)式の右辺はトレンドモデルで推定されたコウホート効果の乖離を示す項で、年次数  $m$  の増加と共に、ゼロ系列に近づけば、 $\hat{A}_i$  の偏りは減少するだろう。

例 Type 1 と Type 2 の  $\{\hat{Z}_i - Z_i\}$

Type 1 ; -0.312, -0.221, -0.072, 0.062, 0.222, 0.321

Type 2 ; 0.991, 0.518, 0.191, -0.204, -0.514, -0.981

いずれも、 $y = Xb$  の仮設データで推定された系列である。

#### (4) OLS# 1 と OLS# 2 について

OLS-1 の他に、2 種類の CLIM 推定を行うが、以下 OLS#1, OLS#2 と書く。推定は次のような、2 段階の推定になっている；第一段階で、3 節の Mixed Model に従って年齢効果と年次効果を推定する。 $\hat{A}_1$  と  $\hat{A}_2$  の比を  $d_1$ 、 $\hat{P}_1$  と  $\hat{P}_2$  の比を  $d_2$  とする。併せて年齢効果の線形成分の傾き (slp) を求める。

第二段階で、2 節で述べた制約付きの推定を行う； $b(2) - d_1 b(3)$ ,  $b(8) = d_2 b(9)$  と制約して回帰推定するのが OLS#1 である。Slp は  $\text{slp} = Lb$  と書けるから、この  $L$  を(4)式に代入して得られる推定値が OLS#2 となる。2 節で述べたように、CLIM 推定は、IE を媒介にして実行できる。(7)式を使えば OLS#2 の推定値  $\hat{b}$  は、IE における年齢効果の slp を  $\text{slpb}$  と区別すれば

$$\hat{b} = B + (\text{slp} - \text{slpb}) B_0$$

とかける；ただし、 $B_0$  は  $X$  の固有値ゼロの固有ベクトル (標準化されない)。

次の表 5 には、仮設データを 1000 組生成して、OLS#1 と OLS#2 の推定を反復した結果が要約されている；MSE と BIAS<sup>2</sup> の計算式は； $t$  回目のデータによる  $b(i)$  の推定値を  $\hat{b}(i, t)$  として

$$\text{MSE} = \sum_{t=1}^T \sum_{i=2}^n (\hat{b}(i, t) - b(i))^2 / T$$

$$\text{BIAS}^2 = \sum_{i=2}^n (\hat{b}(i) - b(i))^2$$

ただし、 $\hat{b}(i) = (\sum_{t=1}^T \hat{b}(i, t)) / T$ ,  $T = 1000$

表5 各モデルの適合度の比較—MSE\*（平均二乗誤差）による

	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	OLS#1	OLS#2
Type 1	35.7 (35.4)	9.75 (9.37)	15.9 (7.02)	61.9 (52.8)	189 (186)	6.48 (0)	4.27 (0.09)	3.90 (0.07)
Type 2	34.0 (33.7)	7.34 (6.96)	15.9 (7.02)	65.4 (56.3)	193 (189)	6.48 (0)	3.98 (0.04)	3.90 (0.07)
Type 3	45.1 (44.9)	9.94 (9.57)	8.96 (0)	16.5 (7.43)	103 (99.8)	27.1 (20.6)	6.57 (2.88)	7.00 (3.17)
Type 4	42.7 (42.5)	6.04 (5.67)	21.6 (12.7)	38.8 (29.7)	86.0 (82.5)	31.4 (25.0)	12.9 (8.87)	14.6 (10.7)
Type 5	31.9 (31.6)	13.7 (13.3)	21.6 (12.7)	9.08 (0)	16.7 (13.2)	259 (253)	14.7 (19.6)	15.4 (11.6)

注：各推定式の平均二乗誤差（MSE）と偏りの二乗和（BIAS<sup>2</sup>）が記載されているが、括弧内の数値がBIAS<sup>2</sup>である。MSE等の計算手順については、本文を参照したい。

\*表4の視覚による評点と対比すると、表5のMSEと視覚評点との対応はおおよそ、次の通りである。

MSE	視覚評点
0～5	A <sup>+</sup>
6～10	A
11～20	A <sup>-</sup>
21～30	B <sup>+</sup>
31～40	B
41～50	B <sup>-</sup>
51～	C

となる。

## (5) 計算結果

与えられた仮設データに、3節のMixed Model(トレンドモデル)が適応した結果であるが、OLS-1～OLS-4に比べて、(Type 5のOLS-2を除けば)CLIM推定は、いずれもより小さいMSEを持っている。

IEと比較すると、Type 1～Type 3ではCLIM推定がベターであるが、修正をしなければType 4とType 5では逆になる。2節で述べたように、推定値の分散でみると、IEの分散(=0.38)がいずれのケースでも、最小になっている。

CLIM推定のOLS#1, OLS#2以外は、誤差項なし仮設データ( $y=Xb$ )を使ってMSEが計算されているが、分散計算に使った誤差項の標準偏差は0.25である。

\*1) パラメータへの制約を追加すれば、コウホート効果の線形成分を確定できる。例えば、 $a=G+C_1$ とすると、Type 5では $a=10.3$ であるが、IEによると $a=11.9$ 。この値をデータとして、コウホート効果のsmoothnessの条件式を修正して、OLS#2を実行すると、その適合度は、MSE (BIAS<sup>2</sup>)=1.86(0.8)となる。Type 4では1.43(0.25)と改善されてくる。

【三枝義清】

## 参考文献

- 秋谷重男 (2007)『増補 日本人は魚を食べているか』北斗書房.
- 朝野熙彦 (2001)「コウホート分析の比較方法論的考察」森宏編『食料消費のコウホート分析—年齢・世代・時代』専修大学出版局, 347-366.
- 石橋喜美子 (2006)『家計における食料消費構造の解明—年齢階層別および世帯類型別アプローチによる—』中央農業総合研究センター, 3月.
- 石橋喜美子 (2007)「食料消費構造の変化からみた食料需要動向と需要予測」『長期金融99』11月, 農林漁業金融公庫, 1-61.
- 厚生労働省健康局『国民栄養の現状』各年版.
- 森宏編 (2001)『食料消費のコウホート分析—年齢・世代・時代』専修大学出版局.
- 森宏・三枝義清・川口雅正 (2008)「コウホート分析における識別問題への対処—シミュレーションによる検定—」『社会科学年報』42号, 専修大学社会科学研究所, 69-99.
- 森宏・石橋喜美子・華山宣胤 (2008)「コウホート分析: 食料消費 (再訪)」『専修経済学論集』43(2), 85-112.
- 森宏・川口雅正・三枝義清 (2009)「コウホート分析におけるベイズ型と IE モデルのシミュレーション比較 (標準コウホート表)—改善のための提案」『専修経済学論集』44(1), 105-134.
- 森宏・三枝義清 (2010)「食料消費のコウホート分析—伝統的ミクロ経済学との関連において」『社会科学年報』44号, 専修大学社会科学研究所, 49-67.
- 中村隆 (1982)「ベイズ型コウホート・モデル—標準コウホート表への適用—」『統計数理研究所彙報』29巻2号, 77-97.
- 中村隆 (1995)「交互作用効果モデルと過大分散モデルを用いたコウホート分析—『日本人の国民性調査』データへの適用—」『統計数理』43, 99-119.
- 農林水産省『食料需給表』各年版.
- 岡本政人 (2003)「交互作用を考慮したベイズ型コウホートモデルの拡張」『応用統計学』32(3), 145-162.
- 総務庁統計局『家計調査年報』各年版.
- 総務庁統計局『家計調査年報』個票, 各月.
- 田中正光・三枝義清・森宏・川口雅正 (2007)「コウホート分析における『識別問題』の克服—中村・IEモデルの比較検討—」『専修経済学論集』42(1), 1-44.
- Blaylock, J. R. and D. M. Smallwood (1986) *U.S. Demand for Food: Household Expenditures, Demographics, and Projections*, USDA/ERS, TB-1713.
- Blisard, N., J. N. Variyam, and J. Cromartie (2003) *Food Expenditures by U.S. Households: Looking Ahead to 2020*, USDA/ERS, Agricultural Economic Report No.821.
- Buse, R. C. and L.E. Salathe (1978) "Adult Equivalent Scales: An Alternative Approach," *American Journal of Agricultural Economics*, 60, 460-468.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Fu, Wenjiang J. (2008) "A Smoothing Cohort Model in Age-Period-Cohort Analysis with Applications to Homicide Arrest Rates and Lung Cancer Mortality Rates," *Sociological Methods & Research* 36: 327-361.
- Hanayama, Nobutane (2007) "An Extended Age Period Cohort Model for Analyzing (Age, Period) - Tabulated Data," *Statistics in Medicine*, Vol.26, Issue 18, 3459-3475.
- Lin, B-W, J. N. Variyam, J. Allshouse, and J. Cromartie (2003) *Food and Agricultural Commodity Consumption in the United States: Looking Ahead to 2020*, USDA/ERS, Agricultural Economic Report No.820.
- Mason, W. M. and S. E. Fienberg, eds. (1985) *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*, New York, Springer-Verlag.
- Mori, H. and D. L. Clason, and J. Lillywhite (2006) "Estimating Price and Income Elasticities for Foods in the Presence of Age-Cohort Effects," *Agribusiness: an International Journal*, 22(2), 201-217.

- Mori, H., K. Ishibashi, D. L. Clason, and J. Dyck (2006) "Age-free Income Elasticities of Demand for Foods: New Evidence from Japan," *Annual Bulletin of Social Science*, No.40, Senshu University, 17-47.
- Mori, H., D. L. Clason, K. Ishibashi, Wm. D. Gorman and J. Dyck (2009) *Declining Orange Consumption in Japan—Generational Changes or Something Else?* Economic Research Report Number 71, ERS/USDA, February, pp. 23.
- Mori, H. and Y. Saegusa (2010) "Cohort Effects in Food Consumption: What They Are and How They Are Formed," to appear in *Evolutionary and Institutional Economic Review*, Vol.7(1), pages undecided.
- Nakamura, Takashi (1986) "Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, 353-370.
- Prais, S. J. and H. S. Houthakker (1955) *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge at The University Press.
- Price, David W. (1970) "Unit Equivalent Scales for Specific Food Commodities," *American Journal of Agricultural Economics*, 52, 224-33.
- Price, David W. (1988) *Estimating Food Use by Age, Sex and Household Size*, RB XB 1002, Pullman, WA: College of Agriculture and Home Economics Research Center, Washington State University, pp. 46.
- Rodgers, Willard L. (1982) "Estimable Functions of Age, Period, and Cohort Effects," *American Sociological Review*, 47(6), 774-796.
- Salathe, Larry (1979) "The Effects of Changes in Population Characteristics on U.S. Consumption of Selected Foods," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1036-45.
- Schrimper, R. A. (1979) "Demographic Changes and the Demand for Food: Discussion," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1058-60.
- Smith, H. L., W. M. Mason, and S.E. Fienberg, (1982) "More Chimeras of the Age-Period-Cohort Accounting Framework: Comment on Rodgers," *American Sociological Review*, 47(6), 787-793.
- Stewart, Hayden and Noel Blisard (2007) "Are Younger Cohorts Demanding Less Fresh Vegetables?," *Review of Agricultural Economics*, Vol.30, No. 1, 43-60.
- Wold, Henry (1953) *Demand Analysis: A Study in Econometrics*, New York, John Wiley & Sons.
- Yang, Y., W. J. Fu, and K. C. Land (2004) "A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models," *Sociological Methodology*, Vol.34, The American Sociological Association, 75-119.
- Yang, Y., S. Schulhofer-Wohl, W. J. Fu, and K. C. Land (2008) "The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It," *American Journal of Sociology*, Vol.113, No.6, 1697-1736.



付録表 1

Simulation tests—Type 1 (SD = 0.25)

		case A						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.11	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08
age								
25	-2.50	-4.57	-3.55	-2.00	-5.67	-5.23	-3.20	-2.50
35	-1.20	-2.57	-1.98	-1.05	-3.25	-2.99	-1.77	-1.34
45	1.00	0.65	0.83	1.14	0.41	0.49	0.90	1.01
55	2.50	3.24	3.05	2.74	3.47	3.38	2.98	2.74
65	1.20	2.45	1.82	0.89	3.09	2.83	1.61	1.19
75	-1.00	0.81	-0.16	-1.72	1.95	1.52	-0.52	-1.11
period								
1980	2.50	3.62	3.04	2.11	4.30	4.05	2.83	2.43
1990	2.00	2.40	2.18	1.86	2.60	2.51	2.10	1.93
2000	-1.00	-1.41	-1.22	-0.91	-1.64	-1.55	-1.15	-1.01
2010	-3.50	-4.60	-4.00	-3.06	-5.26	-5.01	-3.78	-3.35
cohort								
1, oldest	2.40	-0.34	1.02	3.51	-2.36	-1.66	1.57	2.60
2	2.70	0.29	1.64	3.51	-0.89	-0.38	2.07	2.80
3	1.80	0.18	0.96	2.20	-0.74	-0.39	1.24	1.82
4	1.50	0.47	0.95	1.57	0.10	0.27	1.09	1.36
5	0.30	0.21	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.27
6	-0.50	0.22	-0.13	-0.75	0.71	0.54	-0.27	-0.53
7	-2.00	-0.05	-0.80	-2.05	0.89	0.54	-1.08	-1.63
8	-2.70	-0.33	-1.51	-3.38	1.03	0.51	-1.93	-2.78
9, newest	-3.50	-0.65	-2.35	-4.84	1.03	0.34	-2.92	-3.92
grade		B	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 1 (SD = 0.25)

		case D						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16	13.15	13.14
age								
25	-2.50	-4.25	-3.71	-2.02	-2.35	-6.08	-4.38	-2.46
35	-1.20	-1.95	-1.61	-0.59	-0.79	-3.03	-2.01	-0.89
45	1.00	1.10	1.22	1.56	1.49	0.74	1.08	1.41
55	2.50	2.97	2.86	2.52	2.59	3.34	3.00	2.53
65	1.20	1.94	1.60	0.59	0.79	3.03	2.01	0.88
75	-1.00	0.18	-0.36	-2.06	-1.73	2.00	0.30	-1.47
period								
1980	2.50	3.42	3.09	2.07	2.27	4.50	3.48	2.38
1990	2.00	2.28	2.16	1.82	1.89	2.64	2.30	1.88
2000	-1.00	-1.23	-1.11	-0.77	-0.84	-1.58	-1.24	-0.88
2010	-3.50	-4.47	-4.14	-3.12	-3.32	-5.56	-4.54	-3.38
cohort								
1, oldest	2.40	0.22	1.04	3.75	3.21	-2.75	-0.02	2.89
2	2.70	1.01	1.71	3.75	3.35	-1.13	0.91	3.08
3	1.80	0.77	1.21	2.56	2.30	-0.69	0.67	2.20
4	1.50	0.74	0.98	1.65	1.52	0.03	0.71	1.47
5	0.30	0.08	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.13
6	-0.50	-0.28	-0.49	-1.17	-1.04	0.45	-0.23	-0.94
7	-2.00	-0.99	-1.44	-2.80	-2.53	0.45	-0.92	-2.36
8	-2.70	-1.12	-1.80	-3.84	-3.44	1.04	-1.00	-3.22
9, newest	-3.50	-0.45	-1.26	-3.97	-3.44	2.53	-0.19	-3.25
grade		B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	D	B <sup>-</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 1 (SD = 0.25)

		case B						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.07	13.05	13.05	13.05	13.05	13.05	13.05
age								
25	-2.50	-4.47	-3.60	-2.59	-4.53	-6.78	-1.38	-2.48
35	-1.20	-2.42	-1.89	-1.28	-2.44	-3.81	-0.55	-1.22
45	1.00	0.81	0.98	1.18	0.80	0.34	1.43	1.16
55	2.50	3.02	2.84	2.64	3.03	3.48	2.40	2.54
65	1.20	2.35	1.82	1.21	2.37	3.73	0.48	1.14
75	-1.00	-0.71	-0.15	-1.16	0.77	3.04	-2.38	-1.15
period								
1980	2.50	3.58	3.07	2.46	3.61	4.99	1.72	2.43
1990	2.00	2.35	2.17	1.97	2.36	2.81	1.73	1.91
2000	-1.00	-1.32	-1.14	-0.94	-1.32	-1.78	-0.69	-0.93
2010	-3.50	-4.62	-4.10	-3.49	-4.65	-6.02	-2.76	-3.42
cohort								
1, oldest	2.40	-0.24	1.02	2.64	-0.46	-4.10	4.57	2.67
2	2.70	0.31	1.42	2.64	0.32	-2.41	4.10	2.68
3	1.80	0.34	1.02	1.83	0.28	-1.54	2.80	1.93
4	1.50	0.74	1.15	1.55	0.78	-0.13	2.04	1.58
5	0.30	0.29	0.27	0.27	0.27	0.27	0.27	0.33
6	-0.50	0.44	0.17	-0.24	0.54	1.45	-0.72	-0.27
7	-2.00	-0.39	-1.11	-1.92	-0.37	1.45	-2.88	-1.95
8	-2.70	-0.72	-1.78	-3.00	-0.68	2.05	-4.46	-3.10
9, newest	-3.50	-0.77	-2.15	-3.77	-0.68	2.96	-5.72	-3.86
grade		B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	C <sup>+</sup>	D	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 1 (SD = 0.25)

		case E						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.15	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14	13.13
age								
25	-2.50	-4.47	-3.68	-2.25	-5.58	-6.41	-3.39	-2.56
35	-1.20	-2.20	-1.72	-0.87	-2.87	-3.37	-1.55	-1.06
45	1.00	1.05	1.22	1.50	0.84	0.67	1.28	1.38
55	2.50	2.97	2.81	2.53	3.20	3.36	2.76	2.52
65	1.20	2.20	1.70	0.85	2.85	3.35	1.53	1.04
75	-1.00	0.45	-0.35	-1.76	1.56	2.40	-0.63	-1.32
period								
1980	2.50	3.49	3.01	2.17	4.15	4.67	2.83	2.38
1990	2.00	2.41	2.24	1.96	2.63	2.79	2.19	1.98
2000	-1.00	-1.40	-1.24	-0.96	-1.62	-1.79	-1.18	-1.02
2010	-3.50	-4.49	-4.02	-3.17	-5.16	-5.67	-3.84	-3.34
cohort								
1, oldest	2.40	-0.01	1.14	3.40	-1.92	-3.27	1.59	2.78
2	2.70	0.64	1.71	3.40	-0.58	-1.59	2.05	2.92
3	1.80	0.30	0.91	2.04	-0.62	-1.29	1.14	1.82
4	1.50	0.57	0.94	1.50	0.17	-0.16	1.05	1.37
5	0.30	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.08
6	-0.50	-0.02	-0.29	-0.86	0.47	0.81	-0.40	-0.71
7	-2.00	-0.69	-1.39	-2.52	0.14	0.81	-1.62	-2.19
8	-2.70	-0.26	-1.13	-2.83	1.16	2.17	-1.48	-2.50
9, newest	-3.50	-0.57	-1.90	-4.15	1.16	2.50	-2.35	-3.55
grade		B	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    4 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 1 (SD = 0.25)

		case C						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.01
age								
25	-2.50	-4.27	-3.67	-1.13	-5.50	-7.09	-2.11	-2.50
35	-1.20	-2.03	-1.68	-0.16	-2.78	-3.73	-0.74	-0.98
45	1.00	0.92	1.04	1.55	0.67	0.36	1.35	1.23
55	2.50	2.88	2.76	2.25	3.13	3.44	2.45	2.45
65	1.20	2.04	1.67	0.15	2.77	3.72	0.73	0.98
75	-1.00	0.47	-0.12	-2.66	1.71	3.30	-1.68	-1.18
period								
1980	2.50	3.42	3.07	1.54	4.17	5.13	2.14	2.39
1990	2.00	2.35	2.26	1.72	2.59	2.91	1.91	1.96
2000	-1.00	-1.38	-1.26	-0.75	-1.63	-1.95	-0.95	-1.03
2010	-3.50	-4.39	-4.04	-2.51	-5.13	-6.09	-3.10	-3.32
cohort								
1, oldest	2.40	-0.27	0.59	4.65	-2.34	-4.88	3.07	2.39
2	2.70	0.84	1.61	4.65	-0.59	-2.49	3.48	2.89
3	1.80	0.71	1.18	3.21	-0.28	-1.55	2.43	2.12
4	1.50	1.04	1.30	2.31	0.57	-0.07	1.93	1.75
5	0.30	0.51	0.51	0.51	0.51	0.51	0.51	0.55
6	-0.50	0.18	-0.04	-1.05	0.69	1.33	-0.66	-0.49
7	-2.00	-0.91	-1.40	-3.43	0.06	1.33	-2.64	-2.27
8	-2.70	-0.82	-1.51	-4.55	0.69	2.59	-3.38	-2.94
9, newest	-3.50	-1.26	-2.24	-6.30	0.69	3.23	-4.74	-4.00
	grade	B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7

Simulation tests—Type 1 (SD = 0.25)

		case F						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.12	13.09	13.09	13.09	13.09	13.09	13.08
age								
25	-2.50	-4.66	-3.61	-3.14	-5.31	-5.66	-3.36	-2.52
35	-1.20	-2.20	-1.59	-1.30	-2.61	-2.82	-1.43	-0.94
45	1.00	0.84	1.02	1.12	0.68	0.61	1.08	1.20
55	2.50	3.00	2.79	2.70	3.13	3.20	2.74	2.50
65	1.20	2.42	1.78	1.49	2.80	3.01	1.62	1.12
75	-1.00	0.60	-0.39	-0.87	1.31	1.66	-0.65	-1.35
period								
1980	2.50	3.70	3.10	2.81	4.13	4.34	2.94	2.48
1990	2.00	2.40	2.18	2.09	2.52	2.59	2.13	1.93
2000	-1.00	-1.31	-1.11	-1.01	-1.45	-1.52	-1.05	-0.90
2010	-3.50	-4.79	-4.18	-3.89	-5.20	-5.41	-4.02	-3.51
cohort								
1, oldest	2.40	-0.18	1.24	2.00	-1.49	-2.05	1.66	2.81
2	2.70	0.07	1.43	2.00	-0.62	-1.04	1.74	2.64
3	1.80	0.08	0.84	1.22	-0.52	-0.80	1.05	1.73
4	1.50	0.40	0.95	1.14	0.26	0.12	1.05	1.37
5	0.30	0.22	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.29
6	-0.50	0.13	-0.20	-0.40	0.48	0.62	-0.31	-0.61
7	-2.00	-0.17	-1.03	-1.41	0.34	0.62	-1.24	-1.84
8	-2.70	-0.21	-1.39	-1.96	0.66	1.08	-1.70	-2.69
9, newest	-3.50	-0.34	-2.07	-2.82	0.66	1.22	-2.48	-3.70
	grade	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

付録表 2

Simulation tests-Type 2 (SD = 0.25)

		case A						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.11	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.09
age								
25	-3.50	-5.47	-4.46	-3.00	-6.67	-6.23	-4.20	-3.93
35	-2.70	-4.01	-3.43	-2.55	-4.75	-4.49	-3.27	-3.06
45	-0.50	-0.83	-0.65	-0.36	-1.09	-1.01	-0.60	-0.52
55	2.30	3.03	2.83	2.54	3.27	3.18	2.78	2.64
65	2.80	3.99	3.37	2.49	4.69	4.43	3.21	3.02
75	1.60	3.30	2.34	0.88	4.55	4.12	2.08	1.85
period								
1975	0.20	1.24	0.68	-0.19	2.00	1.75	0.53	0.35
1985	-0.50	-0.11	-0.34	-0.64	0.10	0.01	-0.40	-0.42
1995	-0.20	-0.58	-0.40	-0.11	-0.84	-0.75	-0.35	-0.28
2005	0.50	-0.55	0.06	0.94	-1.26	-1.01	0.22	0.35
cohort								
1, oldest	2.40	-0.17	1.18	3.51	-2.36	-1.66	1.58	2.02
2	2.70	0.42	1.76	3.51	-0.89	-0.38	2.07	2.32
3	1.80	0.26	1.03	2.20	-0.74	-0.39	1.24	1.49
4	1.50	0.51	0.99	1.57	0.10	0.27	1.09	1.19
5	0.30	0.20	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.24
6	-0.50	0.17	-0.17	-0.75	0.71	0.54	-0.27	-0.39
7	-2.00	-0.14	-0.88	-2.05	0.89	0.54	-1.09	-1.34
8	-2.70	-0.46	-1.62	-3.38	1.03	0.51	-1.93	-2.28
9, newest	-3.50	-0.80	-2.51	-4.84	1.03	0.34	-2.92	-3.23
	grade	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	D	C <sup>-</sup>	A	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 2 (SD = 0.25)

		case D						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16	13.15
age								
25	-3.50	-5.00	-4.61	-3.02	-3.35	-7.08	-5.38	-3.88
35	-2.70	-3.29	-3.05	-2.09	-2.29	-4.53	-3.51	-2.62
45	-0.50	-0.34	-0.26	0.06	-0.01	-0.76	-0.42	-0.13
55	2.30	2.72	2.64	2.32	2.39	3.14	2.80	2.44
65	2.80	3.39	3.15	2.19	2.39	4.63	3.61	2.70
75	1.60	2.52	2.14	0.54	0.87	4.60	2.90	1.49
period								
1975	0.20	0.95	0.73	-0.23	-0.03	2.20	1.18	0.31
1985	-0.50	-0.27	-0.36	-0.68	-0.61	0.14	-0.20	-0.47
1995	-0.20	-0.37	-0.29	0.03	-0.04	-0.78	-0.44	-0.16
2005	0.50	-0.31	-0.08	0.88	0.68	-1.56	-0.54	0.32
cohort								
1, oldest	2.40	0.63	1.19	3.75	3.21	-2.75	-0.03	2.30
2	2.70	1.33	1.83	3.75	3.35	-1.13	0.91	2.60
3	1.80	0.98	1.28	2.56	2.30	-0.69	0.67	1.87
4	1.50	0.85	1.01	1.65	1.52	0.03	0.71	1.30
5	0.30	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.10
6	-0.50	-0.38	-0.53	-1.17	-1.04	0.45	-0.23	-0.81
7	-2.00	-1.20	-1.52	-2.80	-2.53	0.45	-0.91	-2.07
8	-2.70	-1.43	-1.92	-3.84	-3.44	1.04	-1.00	-2.72
9, newest	-3.50	-0.84	-1.41	-3.97	-3.44	2.53	-0.19	-2.56
	grade	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	D	B <sup>-</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 2 (SD = 0.25)

		case B						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.07	13.05	13.05	13.05	13.05	13.05	13.06
age								
25	-3.50	-5.27	-4.50	-3.59	-5.53	-7.78	-2.38	-3.90
35	-2.70	-3.80	-3.33	-2.78	-3.94	-5.31	-2.05	-2.94
45	-0.50	-0.64	-0.50	-0.32	-0.70	-1.16	-0.07	-0.37
55	2.30	2.78	2.62	2.44	2.83	3.28	2.20	2.45
65	2.80	3.82	3.26	2.81	3.97	5.33	2.08	2.96
75	1.60	3.10	2.35	1.44	3.37	5.64	0.22	1.81
period								
1975	0.20	1.14	0.71	0.16	1.31	2.69	-0.58	0.35
1985	-0.50	-0.17	-0.35	-0.53	-0.14	0.31	-0.77	-0.44
1995	-0.20	-0.47	-0.32	-0.14	-0.52	-0.98	0.11	-0.20
2005	0.50	-0.50	-0.04	0.51	-0.65	-2.02	1.24	0.29
cohort								
1, oldest	2.40	0.08	1.17	2.64	-0.46	-4.10	4.58	2.08
2	2.70	0.56	1.54	2.64	0.32	-2.41	4.10	2.19
3	1.80	0.50	1.10	1.83	0.28	-1.54	2.80	1.59
4	1.50	0.82	1.19	1.55	0.78	-0.13	2.04	1.41
5	0.30	0.28	0.27	0.27	0.27	0.27	0.27	0.30
6	-0.50	0.36	0.13	-0.24	0.54	1.45	-0.72	-0.14
7	-2.00	-0.56	-1.19	-1.92	-0.37	1.45	-2.89	-1.66
8	-2.70	-0.96	-1.90	-3.00	-0.68	2.05	-4.46	-2.60
9, newest	-3.50	-1.07	-2.31	-3.77	-0.68	2.96	-5.72	-3.18
	grade	B	A <sup>-</sup>	A	C <sup>+</sup>	D	B <sup>+</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 2 (SD = 0.25)

		case E						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.15	13.14	13.14	13.14	13.14	13.26	13.14
age								
25	-3.50	-5.25	-4.57	-3.25	-6.58	-7.41	-4.39	-3.98
35	-2.70	-3.56	-3.16	-2.37	-4.37	-4.87	-3.05	-2.78
45	-0.50	-0.40	-0.26	0.00	-0.66	-0.83	-0.22	-0.16
55	2.30	2.73	2.60	2.33	3.00	3.16	2.56	2.42
65	2.80	3.66	3.24	2.45	4.45	4.95	3.13	2.87
75	1.60	2.82	2.15	0.84	4.16	5.00	1.97	1.63
period								
1975	0.20	1.03	0.66	-0.13	1.85	2.37	0.54	0.31
1985	-0.50	-0.13	-0.28	-0.54	0.13	0.29	-0.32	-0.38
1995	-0.20	-0.54	-0.42	-0.16	-0.82	-0.99	-0.38	-0.30
2005	0.50	-0.37	0.04	0.83	-1.16	-1.67	0.16	0.36
cohort								
1, oldest	2.40	0.35	1.30	3.40	-1.92	-3.27	1.59	2.19
2	2.70	0.92	1.82	3.40	-0.58	-1.59	2.05	2.43
3	1.80	0.47	0.99	2.04	-0.62	-1.29	1.14	1.48
4	1.50	0.66	0.97	1.50	0.17	-0.16	1.05	1.19
5	0.30	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.05
6	-0.50	-0.10	-0.33	-0.86	0.47	0.81	-0.40	-0.57
7	-2.00	-0.89	-1.47	-2.52	0.14	0.81	-1.62	-1.90
8	-2.70	-0.53	-1.25	-2.83	1.16	2.17	-1.48	-2.00
9, newest	-3.50	-0.92	-2.05	-4.15	1.16	2.50	-2.35	-2.87
	grade	B	A <sup>-</sup>	A	D	D	A <sup>-</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 2 (SD = 0.25)

		case C						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
<b>g.m.e.</b>	13.00	13.03	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02
<b>age</b>								
25	-3.50	-4.96	-4.57	-2.13	-6.50	-8.09	-3.10	-3.92
35	-2.70	-3.34	-3.12	-1.66	-4.28	-5.23	-2.24	-2.70
45	-0.50	-0.51	-0.44	0.05	-0.83	-1.14	-0.16	-0.31
55	2.30	2.62	2.54	2.05	2.93	3.24	2.25	2.36
65	2.80	3.44	3.21	1.75	4.37	5.32	2.33	2.80
75	1.60	2.75	2.38	-0.06	4.31	5.90	0.92	1.78
<b>period</b>								
1975	0.20	0.92	0.71	-0.76	1.87	2.83	-0.16	0.32
1985	-0.50	-0.20	-0.29	-0.78	0.09	0.41	-0.59	-0.40
1995	-0.20	-0.51	-0.44	0.05	-0.83	-1.15	-0.15	-0.30
2005	0.50	-0.21	0.02	1.49	-1.13	-2.09	0.90	0.38
<b>cohort</b>								
1, oldest	2.40	0.24	0.75	4.65	-2.34	-4.86	3.29	1.81
2	2.70	1.22	1.72	4.65	-0.59	-2.49	3.28	2.41
3	1.80	0.96	1.26	3.21	-0.28	-1.55	2.43	1.78
4	1.50	1.16	1.34	2.31	0.57	-0.07	1.93	1.58
5	0.30	0.50	0.51	0.51	0.51	0.51	0.51	0.52
6	-0.50	0.05	-0.08	-1.05	0.69	1.32	-0.66	-0.36
7	-2.00	-1.17	-1.48	-3.43	0.06	1.32	-2.66	-1.98
8	-2.70	-1.20	-1.62	-4.55	0.69	2.59	-3.38	-2.44
9, newest	-3.50	-1.75	-2.39	-6.30	0.69	3.23	-4.74	-3.32
<b>grade</b>		B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	B	D	D	A	A

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 2 (SD = 0.25)

		case F						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
<b>g.m.e.</b>	13.00	13.12	13.09	13.09	13.09	13.09	13.09	13.09
<b>age</b>								
25	-3.50	-5.60	-4.52	-4.14	-6.31	-6.66	-4.36	-3.94
35	-2.70	-3.66	-3.03	-2.80	-4.11	-4.32	-2.93	-2.67
45	-0.50	-0.65	-0.46	-0.38	-0.82	-0.89	-0.42	-0.34
55	2.30	2.79	2.57	2.50	2.93	3.00	2.54	2.40
65	2.80	3.98	3.32	3.09	4.40	4.61	3.22	2.94
75	1.60	3.14	2.11	1.73	3.91	4.26	1.95	1.61
<b>period</b>								
1975	0.20	1.34	0.74	0.51	1.83	2.04	0.64	0.40
1985	-0.50	-0.09	-0.34	-0.41	0.02	0.09	-0.37	-0.43
1995	-0.20	-0.49	-0.29	-0.21	-0.65	-0.72	-0.25	-0.18
2005	0.50	-0.76	-0.12	0.11	-1.20	-1.41	-0.02	0.20
<b>cohort</b>								
1, oldest	2.40	-0.08	1.39	2.00	-1.49	-2.05	1.66	2.23
2	2.70	0.15	1.54	2.00	-0.62	-1.04	1.74	2.16
3	1.80	0.13	0.92	1.22	-0.52	-0.80	1.05	1.40
4	1.50	0.42	0.98	1.14	0.26	0.12	1.05	1.20
5	0.30	0.21	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.26
6	-0.50	0.10	-0.24	-0.40	0.48	0.62	-0.31	-0.47
7	-2.00	-0.23	-1.10	-1.41	0.34	0.62	-1.24	-1.55
8	-2.70	-0.28	-1.50	-1.96	0.66	1.08	-1.70	-2.20
9, newest	-3.50	-0.42	-2.22	-2.82	0.66	1.22	-2.48	-3.02
<b>grade</b>		C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A	D	D	A <sup>-</sup>	A

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    4 \* C6 = C7

付録表 3

Simulation tests-Type 3 (SD=0.25)

		case A						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.09
age								
25	3.50	4.58	4.09	3.26	3.07	7.27	1.55	3.10
35	2.70	3.22	2.90	2.40	2.29	4.81	1.38	2.30
45	0.50	0.77	0.66	0.48	0.44	1.29	0.15	0.48
55	-1.30	-1.19	-1.08	-0.91	-0.87	-1.72	-0.57	-0.88
65	-2.20	-2.88	-2.56	-2.06	-1.95	-4.47	-1.04	-1.98
75	-3.20	-4.51	-4.01	-3.17	-2.98	-7.18	-1.47	-3.01
period								
1975	0.20	-0.55	-0.25	0.25	0.37	-2.15	1.28	0.32
1985	-0.50	-0.75	-0.65	-0.48	-0.45	-1.29	-0.15	-0.44
1995	-0.20	0.03	-0.09	-0.26	-0.30	0.55	-0.60	-0.27
2005	0.50	1.28	0.99	0.49	0.38	2.89	-0.53	0.40
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.71	-1.45	-2.78	-3.09	3.64	-5.52	-3.00
2	-2.70	-1.14	-1.78	-2.78	-3.01	2.02	-4.83	-2.93
3	-2.00	-1.11	-1.53	-2.19	-2.34	1.01	-3.56	-2.31
4	-1.00	-0.69	-0.90	-1.22	-1.30	0.37	-1.91	-1.29
5	0.00	-0.09	-0.08	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.09
6	0.70	0.23	0.41	0.74	0.81	-0.86	1.43	0.82
7	1.80	1.23	1.68	2.35	2.50	-0.86	3.71	2.43
8	2.80	1.37	2.02	3.02	3.25	-1.79	5.07	3.17
9, newest	3.10	0.90	1.62	2.93	3.25	-3.46	5.68	3.20
	grade	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>	A	D	B	A

C1=C2 C8=C9 C6=C7 2.6\*C6=C7

Simulation tests-Type 3 (SD=0.25)

		case D						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.14	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16	13.15
age								
25	3.50	5.04	3.93	3.23	6.40	6.42	0.11	3.14
35	2.70	3.92	3.28	2.86	4.76	4.77	0.98	2.74
45	0.50	1.26	1.05	0.91	1.54	1.54	0.28	0.88
55	-1.30	-1.49	-1.27	-1.13	-1.76	-1.76	-0.50	-1.09
65	-2.20	-3.45	-2.78	-2.36	-4.26	-4.27	-0.49	-2.29
75	-3.20	-5.28	-4.21	-3.51	-6.68	-6.70	-0.38	-3.37
period								
1975	0.20	-0.84	-0.20	0.22	-1.68	-1.70	2.10	0.27
1985	-0.50	-0.89	-0.67	-0.53	-1.16	-1.16	0.10	-0.49
1995	-0.20	0.23	0.02	-0.12	0.51	0.52	-0.75	-0.15
2005	0.50	1.50	0.84	0.43	2.33	2.34	-1.45	0.36
cohort								
1, oldest	-2.70	0.21	-1.44	-2.55	2.51	2.55	-7.55	-2.72
2	-2.70	-0.35	-1.72	-2.55	1.25	1.27	-6.30	-2.66
3	-2.00	-0.39	-1.28	-1.84	0.70	0.71	-4.34	-1.93
4	-1.00	-0.41	-0.87	-1.15	0.12	0.13	-2.40	-1.19
5	0.00	-0.22	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.22
6	0.70	-0.34	0.05	0.33	-0.94	-0.95	1.58	0.41
7	1.80	0.17	1.04	1.60	-0.93	-0.95	4.10	1.70
8	2.80	0.44	1.73	2.56	-1.24	-1.26	6.31	2.73
9, newest	3.10	0.89	2.71	3.83	-1.24	-1.27	8.83	3.89
	grade	B	A <sup>-</sup>	A	D	D	C	A <sup>+</sup>

C1=C2 C8=C9 C6=C7 2.6\*C6=C7

Simulation tests-Type 3 (SD = 0.25)

		case B						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.05	13.05	13.05	13.05	13.05	13.05	13.05
age								
25	3.50	4.96	4.04	2.66	4.22	5.72	6.02	3.21
35	2.70	3.57	3.00	2.17	3.11	3.99	4.18	2.48
45	0.50	1.01	0.81	0.53	0.85	1.14	1.20	0.65
55	-1.30	-1.48	-1.28	-1.01	-1.32	-1.62	-1.68	-1.10
65	-2.20	-3.17	-2.57	-1.74	-2.68	-3.57	-3.75	-2.09
75	-3.20	-4.89	-3.99	-2.61	-4.18	-5.66	-5.97	-3.15
period								
1975	0.20	-0.76	-0.22	0.61	-0.34	-1.21	-1.40	0.26
1985	-0.50	-0.85	-0.66	-0.38	-0.69	-0.99	-1.05	-0.48
1995	-0.20	0.18	-0.01	-0.29	0.03	0.32	0.38	-0.17
2005	0.50	1.42	0.88	0.06	1.00	1.88	2.07	0.39
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.23	-1.46	-3.66	-1.17	1.20	1.71	-2.79
2	-2.70	-0.75	-2.01	-3.66	-1.78	-0.01	0.36	-2.94
3	-2.00	-0.67	-1.47	-2.57	-1.31	-0.14	0.11	-2.13
4	-1.00	-0.32	-0.70	-1.25	-0.62	-0.03	0.09	-1.03
5	0.00	-0.01	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.02
6	0.70	0.34	0.71	1.26	0.64	0.05	-0.08	1.04
7	1.80	0.61	1.38	2.48	1.23	0.05	-0.20	2.03
8	2.80	0.61	1.75	3.40	1.52	-0.25	-0.62	2.73
9, newest	3.10	0.44	1.82	4.03	1.52	-0.84	-1.34	3.11
grade		B	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>+</sup>

$$C1 = C2 \quad C8 = C9 \quad C6 = C7 \quad 2.6 * C6 = C7$$

Simulation tests-Type 3 (SD = 0.25)

		case E						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14
age								
25	3.50	4.60	3.97	3.00	3.17	6.09	3.82	3.04
35	2.70	3.56	3.17	2.58	2.68	4.43	2.07	2.58
45	0.50	1.17	1.05	0.85	0.89	1.47	0.68	0.85
55	-1.30	-1.45	-1.31	-1.12	-1.15	-1.74	-0.95	-1.11
65	-2.20	-3.07	-2.68	-2.10	-2.20	-3.95	-2.36	-2.13
75	-3.20	-4.80	-4.19	-3.21	-3.39	-6.30	-3.26	-3.23
period								
1975	0.20	-0.64	-0.27	0.32	0.20	-1.53	0.83	0.27
1985	-0.50	-0.72	-0.59	-0.39	-0.42	-1.01	-0.22	-0.39
1995	-0.20	0.03	-0.11	-0.31	-0.27	0.31	-0.48	-0.28
2005	0.50	1.33	0.97	0.38	0.49	2.23	-0.13	0.40
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.42	-1.33	-2.90	-2.62	2.03	-4.25	-2.83
2	-2.70	-0.94	-1.72	-2.90	-2.68	0.81	-3.92	-2.82
3	-2.00	-1.05	-1.58	-2.36	-2.22	0.11	-3.04	-2.32
4	-1.00	-0.65	-0.91	-1.30	-1.23	-0.06	-1.64	-1.29
5	0.00	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28
6	0.70	0.02	0.25	0.64	0.57	-0.59	0.98	0.64
7	1.80	0.62	1.10	1.88	1.74	-0.59	2.56	1.87
8	2.80	1.54	2.39	3.57	3.36	-0.13	4.59	3.46
9, newest	3.10	1.15	2.07	3.65	3.36	-1.30	5.00	3.57
grade		B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A	A <sup>+</sup>	D	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>

$$C1 = C2 \quad C8 = C9 \quad C6 = C7 \quad 2.6 * C6 = C7$$



Simulation tests—Type 3 (SD = 0. 25)

		case C						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13. 00	13. 02	13. 02	13. 01	13. 01	13. 01	13. 09	13. 02
age								
25	3. 50	5. 02	3. 97	4. 15	3. 26	5. 44	1. 61	3. 10
35	2. 70	3. 88	3. 21	3. 32	2. 79	4. 09	1. 85	2. 66
45	0. 50	1. 08	0. 87	0. 87	0. 69	1. 12	0. 37	0. 70
55	-1. 30	-1. 58	-1. 37	-1. 39	-1. 21	-1. 65	-0. 85	-1. 17
65	-2. 20	-3. 38	-2. 72	-2. 81	-2. 28	-3. 58	-1. 16	-2. 19
75	-3. 20	-5. 03	-3. 96	-4. 14	-3. 25	-5. 42	-1. 82	-3. 09
period								
1975	0. 20	-0. 85	-0. 21	-0. 31	0. 23	-1. 08	1. 26	0. 28
1985	-0. 50	-0. 83	-0. 60	-0. 66	-0. 49	-0. 92	-0. 16	-0. 42
1995	-0. 20	0. 10	-0. 13	-0. 09	-0. 27	0. 17	-0. 46	-0. 29
2005	0. 50	1. 58	0. 95	1. 06	0. 53	1. 83	-0. 64	0. 42
cohort								
1, oldest	-2. 70	-0. 26	-1. 88	-1. 60	-3. 02	0. 46	-5. 09	-3. 22
2	-2. 70	-0. 48	-1. 82	-1. 60	-2. 67	-0. 06	-4. 90	-2. 84
3	-2. 00	-0. 42	-1. 31	-1. 16	-1. 88	-0. 14	-3. 58	-2. 01
4	-1. 00	-0. 12	-0. 54	-0. 46	-0. 82	0. 05	-1. 86	-0. 90
5	0. 00	0. 17	0. 21	0. 18	0. 18	0. 18	-0. 07	0. 20
6	0. 70	0. 09	0. 50	0. 44	0. 80	-0. 07	1. 30	0. 86
7	1. 80	0. 24	1. 08	0. 96	1. 67	-0. 07	3. 39	1. 79
8	2. 80	0. 58	2. 02	1. 80	2. 87	0. 26	5. 04	3. 02
9, newest	3. 10	0. 20	1. 73	1. 44	2. 87	-0. 61	5. 77	3. 12
	grade	B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A	D	B	A <sup>+</sup>

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      2. 6 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 3 (SD = 0. 25)

		case F						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13. 00	13. 08	13. 09	13. 09	13. 09	13. 09	12. 91	13. 09
age								
25	3. 50	4. 49	4. 03	2. 11	3. 44	6. 84	2. 80	3. 08
35	2. 70	3. 59	3. 30	2. 15	2. 94	4. 98	2. 56	2. 69
45	0. 50	0. 95	0. 85	0. 47	0. 73	1. 41	0. 61	0. 67
55	-1. 30	-1. 43	-1. 34	-0. 95	-1. 22	-1. 90	-1. 09	-1. 13
65	-2. 20	-2. 91	-2. 61	-1. 46	-2. 25	-4. 29	-1. 87	-2. 05
75	-3. 20	-4. 68	-4. 24	-2. 32	-3. 64	-7. 04	-3. 01	-3. 26
period								
1975	0. 20	-0. 46	-0. 19	0. 96	0. 18	-1. 86	0. 54	0. 36
1985	-0. 50	-0. 73	-0. 64	-0. 26	-0. 53	-1. 21	-0. 40	-0. 44
1995	-0. 20	0. 13	0. 02	-0. 36	-0. 10	0. 58	-0. 22	-0. 16
2005	0. 50	1. 07	0. 81	-0. 34	0. 45	2. 49	0. 08	0. 24
cohort								
1, oldest	-2. 70	-0. 63	-1. 24	-4. 30	-2. 19	3. 25	-4. 62	-2. 79
2	-2. 70	-1. 37	-2. 00	-4. 30	-2. 72	1. 36	-3. 29	-3. 09
3	-2. 00	-1. 25	-1. 65	-3. 18	-2. 12	0. 60	-2. 45	-2. 40
4	-1. 00	-0. 70	-0. 90	-1. 66	-1. 14	0. 22	-1. 21	-1. 28
5	0. 00	-0. 07	-0. 07	-0. 07	-0. 07	-0. 07	0. 11	-0. 07
6	0. 70	0. 18	0. 34	1. 10	0. 58	-0. 78	1. 01	0. 74
7	1. 80	1. 07	1. 50	2. 99	1. 94	-0. 78	2. 62	2. 21
8	2. 80	1. 53	2. 14	4. 44	2. 86	-1. 22	3. 79	3. 26
9, newest	3. 10	1. 24	1. 90	4. 98	2. 86	-2. 58	4. 04	3. 41
	grade	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>+</sup>	D	A	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      2. 6 \* C6 = C7

付録表 4

Simulation tests-Type 4 (SD = 0.25)

		case A						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08
age								
25	2.50	3.82	2.90	3.25	2.83	6.02	-0.61	1.64
35	2.20	2.87	2.29	2.50	2.25	4.16	0.18	1.53
45	1.50	1.81	1.62	1.69	1.61	2.24	0.92	1.36
55	-1.00	-0.95	-0.74	-0.81	-0.73	-1.37	-0.04	-0.49
65	-2.20	-3.01	-2.45	-2.66	-2.41	-4.32	-0.34	-1.69
75	-3.00	-4.54	-3.61	-3.97	-3.55	-6.73	-0.11	-2.36
period								
1975	-2.50	-3.39	-2.83	-3.04	-2.80	-4.70	-0.73	-2.08
1985	-1.00	-1.30	-1.11	-1.19	-1.10	-1.74	-0.41	-0.86
1995	1.50	1.76	1.57	1.64	1.56	2.20	0.87	1.32
2005	2.00	2.93	2.37	2.59	2.34	4.24	0.27	1.62
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.31	-1.76	-1.19	-1.86	3.24	-7.37	-3.76
2	-2.30	-0.52	-1.61	-1.19	-1.69	2.12	-5.82	-3.13
3	-2.00	-0.88	-1.68	-1.40	-1.74	0.81	-4.49	-2.69
4	-1.00	-0.58	-0.97	-0.83	-1.00	0.27	-2.37	-1.47
5	0.00	-0.09	-0.08	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.08
6	0.70	0.15	0.49	0.35	0.51	-0.76	1.89	1.00
7	1.70	0.92	1.73	1.45	1.79	-0.76	4.54	2.74
8	2.50	0.81	1.95	1.52	2.03	-1.79	6.16	3.46
9, newest	3.10	0.51	1.93	1.36	2.03	-3.06	7.53	3.93
grade		B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	D	C	A <sup>-</sup>

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    2.4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 4 (SD = 0.25)

		case D						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.14	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16
age								
25	2.50	4.08	2.74	3.22	6.14	5.17	-2.26	1.68
35	2.20	3.44	2.66	2.95	4.71	4.12	-0.34	2.02
45	1.50	2.26	2.01	2.11	2.69	2.50	1.01	1.79
55	-1.00	-1.21	-0.93	-1.03	-1.61	-1.42	0.07	-0.72
65	-2.20	-3.46	-2.67	-2.95	-4.71	-4.12	0.34	-2.03
75	-3.00	-5.12	-3.82	-4.30	-7.22	-6.25	1.18	-2.75
period								
1975	-2.50	-3.57	-2.78	-3.08	-4.82	-4.25	0.22	-2.14
1985	-1.00	-1.40	-1.13	-1.22	-1.81	-1.61	-0.13	-0.91
1995	1.50	1.93	1.68	1.78	2.36	2.17	0.68	1.47
2005	2.00	3.03	2.23	2.52	4.27	3.69	-0.77	1.59
cohort								
1, oldest	-2.70	0.31	-1.74	-0.96	3.71	2.17	-9.75	-3.44
2	-2.30	0.04	-1.54	-0.96	2.54	1.38	-7.55	-2.82
3	-2.00	-0.34	-1.43	-1.05	1.29	0.51	-5.43	-2.28
4	-1.00	-0.39	-0.94	-0.75	0.42	0.03	-2.94	-1.37
5	0.00	-0.22	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23
6	0.70	-0.36	0.12	-0.07	-1.24	-0.85	2.12	0.55
7	1.70	0.04	1.10	0.71	-1.63	-0.85	5.10	1.95
8	2.50	0.14	1.65	1.07	-2.43	-1.27	7.66	2.93
9, newest	3.10	0.78	3.02	2.24	-2.43	-0.89	11.02	4.72
grade		C	A	B <sup>+</sup>	D	D	D	A <sup>-</sup>

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    2.4 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 4 (SD = 0.25)

		case B						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.04	13.05	13.06	13.06	13.06	13.06	13.05
age								
25	2.50	4.06	2.85	2.66	3.97	4.47	5.73	1.66
35	2.20	3.11	2.38	2.27	3.06	3.34	4.10	1.67
45	1.50	2.02	1.77	1.74	2.00	2.09	2.35	1.53
55	-1.00	-1.21	-0.95	-0.91	-1.17	-1.27	-1.52	-0.71
65	-2.20	-3.21	-2.46	-2.34	-3.13	-3.42	-4.18	-1.74
75	-3.00	-4.77	-3.60	-3.42	-4.73	-5.21	-6.48	-2.41
period								
1975	-2.50	-3.50	-2.80	-2.69	-3.49	-3.76	-4.56	-2.09
1985	-1.00	-1.37	-1.12	-1.08	-1.34	-1.44	-1.69	-0.88
1995	1.50	1.88	1.65	1.61	1.88	1.97	2.26	1.41
2005	2.00	2.99	2.27	2.16	2.95	3.23	3.99	1.55
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.07	-1.76	-2.06	0.04	0.80	2.83	-3.67
2	-2.30	-0.35	-1.84	-2.06	-0.48	0.09	1.62	-3.27
3	-2.00	-0.54	-1.62	-1.77	-0.72	-0.34	0.68	-2.58
4	-1.00	-0.27	-0.77	-0.85	-0.32	-0.13	0.38	-1.25
5	0.00	0.00	-0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
6	0.70	0.29	0.79	0.86	0.34	0.15	-0.36	1.27
7	1.70	0.42	1.43	1.58	0.53	0.15	-0.87	2.39
8	2.50	0.28	1.67	1.90	0.32	-0.25	-1.78	3.11
9, newest	3.10	0.24	2.13	2.44	0.32	-0.44	-2.47	4.03
	grade	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A	B <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	D	A <sup>-</sup>

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    2.4 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 4 (SD = 0.25)

		case E						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.13	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14
age								
25	2.50	3.90	2.78	2.99	2.92	4.81	0.57	1.69
35	2.20	3.23	2.55	2.68	2.63	3.78	1.22	1.89
45	1.50	2.21	2.01	2.06	2.04	2.42	1.57	1.78
55	-1.00	-1.22	-0.98	-1.02	-1.00	-1.38	-0.53	-0.75
65	-2.20	-3.24	-2.57	-2.69	-2.65	-3.79	-1.24	-1.91
75	-3.00	-4.88	-3.80	-4.02	-3.94	-5.84	-1.59	-2.70
period								
1975	-2.50	-3.51	-2.86	-2.98	-2.95	-4.08	-1.53	-2.20
1985	-1.00	-1.28	-1.05	-1.09	-1.07	-1.46	-0.60	-0.83
1995	1.50	1.77	1.55	1.59	1.58	1.96	1.10	1.32
2005	2.00	3.02	2.36	2.48	2.44	3.58	1.03	1.70
cohort								
1, oldest	-2.70	0.04	-1.64	-1.29	-1.42	1.63	-5.19	-3.39
2	-2.30	-0.25	-1.55	-1.29	-1.38	0.90	-4.21	-2.87
3	-2.00	-0.76	-1.73	-1.56	-1.62	-0.09	-3.50	-2.60
4	-1.00	-0.52	-0.98	-0.90	-0.93	-0.16	-1.87	-1.42
5	0.00	-0.27	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28
6	0.70	-0.09	0.33	0.24	0.27	-0.49	1.22	0.77
7	1.70	0.29	1.15	0.98	1.04	-0.49	2.92	2.03
8	2.50	0.89	2.32	2.07	2.16	-0.13	4.98	3.63
9, newest	3.10	0.67	2.38	2.03	2.16	-0.89	5.93	4.12
	grade	B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	D	B	A <sup>-</sup>

C1 = C2    C8 = C9    C6 = C7    2.4 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 4 (SD = 0.25)

		case C						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02
age								
25	2.50	4.10	2.78	4.09	2.99	4.16	4.39	1.65
35	2.20	3.43	2.59	3.38	2.71	3.42	3.56	1.91
45	1.50	2.10	1.83	2.10	1.87	2.11	2.16	1.60
55	-1.00	-1.31	-1.03	-1.29	-1.07	-1.30	-1.35	-0.80
65	-2.20	-3.40	-2.60	-3.39	-2.72	-3.43	-3.57	-1.92
75	-3.00	-4.92	-3.57	-4.89	-3.78	-4.96	-5.19	-2.44
period								
1975	-2.50	-3.60	-2.80	-3.59	-2.93	-3.63	-3.76	-2.12
1985	-1.00	-1.34	-1.06	-1.33	-1.10	-1.34	-1.39	-0.84
1995	1.50	1.80	1.53	1.79	1.57	1.80	1.85	1.30
2005	2.00	3.13	2.33	3.13	2.46	3.17	3.30	1.65
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.08	-2.19	-0.07	-1.85	0.03	0.40	-4.00
2	-2.30	-0.11	-1.65	-0.07	-1.41	0.01	0.29	-3.02
3	-2.00	-0.28	-1.46	-0.41	-1.30	-0.35	-0.17	-2.37
4	-1.00	-0.08	-0.62	-0.09	-0.54	-0.07	0.03	-1.07
5	0.00	0.14	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21
6	0.70	0.06	0.58	0.05	0.50	0.03	-0.07	1.04
7	1.70	0.09	1.13	0.08	0.97	0.03	-0.16	2.04
8	2.50	0.21	1.95	0.37	1.71	0.29	0.02	3.31
9, newest	3.10	0.06	2.04	-0.07	1.71	-0.18	-0.55	3.85
grade		C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	C <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>

$$C1 = C2 \quad C8 = C9 \quad C6 = C7 \quad 2.4 * C6 = C7$$

Simulation tests-Type 4 (SD = 0.25)

		case F						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.08	13.09	13.09	13.09	13.09	13.09	13.09
age								
25	2.50	3.87	2.84	2.11	3.18	5.58	-0.40	1.60
35	2.20	3.32	2.68	2.25	2.89	4.33	0.74	1.94
45	1.50	2.02	1.81	1.67	1.89	2.37	1.17	1.56
55	-1.00	-1.23	-1.00	-0.85	-1.07	-1.55	-0.35	-0.75
65	-2.20	-3.13	-2.49	-2.06	-2.70	-4.14	-0.55	-1.75
75	-3.00	-4.85	-3.85	-3.12	-4.19	-6.59	-0.61	-2.61
period								
1975	-2.50	-3.38	-2.77	-2.34	-2.97	-4.41	-0.83	-2.03
1985	-1.00	-1.32	-1.11	-0.96	-1.18	-1.66	-0.46	-0.86
1995	1.50	1.89	1.68	1.54	1.75	2.23	1.04	1.43
2005	2.00	2.81	2.19	1.76	2.40	3.84	0.25	1.46
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.07	-1.54	-2.70	-0.99	2.85	-6.72	-3.52
2	-2.30	-0.56	-1.83	-2.70	-1.42	1.46	-5.71	-3.31
3	-2.00	-0.89	-1.80	-2.37	-1.52	0.40	-4.38	-2.78
4	-1.00	-0.54	-0.97	-1.26	-0.84	0.12	-2.27	-1.47
5	0.00	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.06
6	0.70	0.06	0.41	0.70	0.28	-0.68	1.71	0.91
7	1.70	0.66	1.51	2.09	1.24	-0.68	4.10	2.50
8	2.50	0.80	2.07	2.94	1.66	-1.22	5.95	3.56
9, newest	3.10	0.63	2.21	3.37	1.66	-2.18	7.39	4.18
grade		B <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	D	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>

$$C1 = C2 \quad C8 = C9 \quad C6 = C7 \quad 2.4 * C6 = C7$$

付録表 5

Simulation tests-Type 5 (SD = 0.25)

		case A						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.09	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08	13.08
age								
25	2.50	3.73	3.22	3.25	1.33	4.52	4.05	2.63
35	2.20	2.82	2.48	2.50	1.35	3.25	2.97	2.13
45	1.50	1.79	1.69	1.69	1.31	1.94	1.85	1.56
55	-1.00	-0.92	-0.81	-0.81	-0.43	-1.06	-0.97	-0.69
65	-2.20	-2.96	-2.64	-2.66	-1.51	-3.42	-3.14	-2.28
75	-3.00	-4.45	-3.94	-3.97	-2.05	-5.23	-4.76	-3.34
period								
1975	1.00	0.17	0.47	-3.22	1.60	-0.31	-0.02	0.83
1985	1.20	0.90	1.02	-1.01	1.40	0.76	0.86	1.14
1995	-0.80	-0.54	-0.66	1.64	-1.04	-0.40	-0.50	-0.78
2005	-1.40	-0.53	-0.83	2.59	-1.96	-0.05	-0.34	-1.19
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.45	-1.23	-1.19	-4.25	0.83	0.08	-2.19
2	-2.30	-0.61	-1.22	-1.19	-3.48	0.33	-0.24	-1.94
3	-2.00	-0.98	-1.42	-1.40	-2.93	-0.39	-0.77	-1.90
4	-1.00	-0.63	-0.84	-0.83	-1.60	-0.33	-0.52	-1.08
5	0.00	-0.07	-0.08	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07
6	1.30	0.73	0.96	0.35	1.71	0.44	0.63	1.20
7	1.70	1.03	1.47	1.45	2.98	0.44	0.82	1.95
8	2.50	0.88	1.56	1.52	3.82	0.01	0.58	2.27
9, newest	2.50	0.11	0.80	1.36	3.82	-1.26	-0.51	1.76
	grade	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	D	C <sup>+</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      1.3 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 5 (SD = 0.25)

		case D						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.14	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16	13.16
age								
25	2.50	4.04	3.07	3.22	4.64	3.67	3.30	2.76
35	2.20	3.42	2.86	2.95	3.81	3.22	3.00	2.67
45	1.50	2.25	2.07	2.11	2.39	2.20	2.12	2.00
55	-1.00	-1.19	-0.99	-1.03	-1.31	-1.12	-1.04	-0.93
65	-2.20	-3.45	-2.86	-2.95	-3.81	-3.22	-3.00	-2.67
75	-3.00	-5.07	-4.14	-4.30	-5.72	-4.75	-4.38	-3.83
period								
1975	1.00	-0.03	0.52	0.42	-0.42	0.15	0.39	0.71
1985	1.20	0.80	1.01	0.98	0.69	0.89	0.96	1.07
1995	-0.80	-0.37	-0.56	-0.52	-0.24	-0.43	-0.51	-0.62
2005	-1.40	-0.40	-0.97	-0.88	-0.03	-0.61	-0.84	-1.16
cohort								
1, oldest	-2.70	0.20	-1.22	-0.96	1.31	-0.24	-0.84	-1.72
2	-2.30	-0.02	-1.15	-0.96	0.74	-0.42	-0.87	-1.53
3	-2.00	-0.36	-1.17	-1.05	0.09	-0.69	-0.99	-1.42
4	-1.00	-0.40	-0.81	-0.75	-0.18	-0.60	-0.72	-0.94
5	0.00	-0.19	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23
6	1.30	0.19	0.59	0.53	-0.04	0.35	0.50	0.72
7	1.70	0.11	0.83	0.71	-0.43	0.35	0.65	1.09
8	2.50	0.15	1.26	1.07	-0.63	0.53	0.98	1.64
9, newest	2.50	0.32	1.90	1.64	-0.63	0.95	1.52	2.39
	grade	C <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	D	B <sup>-</sup>	B	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      1.3 \* C6 = C7

Simulation tests-Type 5 (SD = 0.25)

		case B						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.06	13.05	13.08	13.06	13.06	13.06	13.05
age								
25	2.50	3.81	3.18	2.66	2.48	2.96	1.51	2.64
35	2.20	2.98	2.58	2.27	2.15	2.44	1.58	2.26
45	1.50	1.96	1.84	1.74	1.70	1.79	1.51	1.72
55	-1.00	-1.14	-1.01	-0.91	-0.87	-0.97	-0.68	-0.90
65	-2.20	-3.06	-2.65	-2.34	-2.23	-2.51	-1.65	-2.33
75	-3.00	-4.55	-3.93	-3.42	-3.23	-3.71	-2.27	-3.39
period								
1975	1.00	0.14	0.50	0.81	0.91	0.64	1.50	0.82
1985	1.20	0.86	1.02	1.12	1.16	1.06	1.35	1.12
1995	-0.80	-0.44	-0.58	-0.69	-0.72	-0.63	-0.92	-0.69
2005	-1.40	-0.56	-0.93	-1.24	-1.35	-1.07	-1.93	-1.25
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.32	-1.24	-2.06	-2.36	-1.59	-3.90	-2.10
2	-2.30	-0.65	-1.44	-2.06	-2.28	-1.71	-3.44	-2.08
3	-2.00	-0.80	-1.36	-1.77	-1.92	-1.54	-2.69	-1.79
4	-1.00	-0.39	-0.64	-0.85	-0.92	-0.73	-1.31	-0.85
5	0.00	0.00	-0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
6	1.30	0.93	1.26	1.46	1.54	1.35	1.92	1.47
7	1.70	0.67	1.17	1.58	1.73	1.35	2.50	1.60
8	2.50	0.48	1.28	1.90	2.12	1.55	3.28	1.92
9, newest	2.50	0.08	1.00	1.84	2.12	1.35	3.67	1.86
grade		B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A

$$C1 = C2 \quad C8 = C9 \quad C6 = C7 \quad 1.3 * C6 = C7$$

Simulation tests-Type 5 (SD = 0.25)

		case E						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14	13.14
age								
25	2.50	3.74	3.11	3.00	1.42	3.31	2.55	2.55
35	2.20	3.15	2.75	2.68	1.73	2.88	2.42	2.41
45	1.50	2.19	2.08	2.05	1.74	2.12	1.97	1.96
55	-1.00	-1.17	-1.04	-1.02	-0.70	-1.08	-0.93	-0.93
65	-2.20	-3.16	-2.76	-2.69	-1.75	-2.89	-2.43	-2.43
75	-3.00	-4.75	-4.13	-4.02	-2.44	-4.34	-3.58	-3.57
period								
1975	1.00	0.08	0.45	0.52	1.45	0.32	0.78	0.78
1985	1.20	0.93	1.09	1.11	1.43	1.04	1.20	1.19
1995	-0.80	-0.54	-0.69	-0.71	-1.02	-0.64	-0.80	-0.79
2005	-1.40	-0.47	-0.85	-0.92	-1.86	-0.72	-1.18	-1.18
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.17	-1.11	-1.29	-3.82	-0.77	-1.99	-2.01
2	-2.30	-0.41	-1.16	-1.29	-3.18	-0.90	-1.81	-1.83
3	-2.00	-0.92	-1.47	-1.56	-2.82	-1.29	-1.91	-1.91
4	-1.00	-0.59	-0.85	-0.90	-1.53	-0.76	-1.07	-1.08
5	0.00	-0.26	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28
6	1.30	0.51	0.80	0.84	1.47	0.71	1.02	1.02
7	1.70	0.42	0.89	0.98	2.24	0.71	1.32	1.34
8	2.50	1.05	1.93	2.07	3.96	1.67	2.59	2.59
9, newest	2.50	0.36	1.26	1.43	3.96	0.91	2.13	2.15
grade		B	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>-</sup>	A	A

$$C1 = C2 \quad C8 = C9 \quad C6 = C7 \quad 1.3 * C6 = C7$$

Simulation tests—Type 5 (SD = 0.25)

		case C						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02
age								
25	2.50	3.82	3.11	4.09	1.49	2.66	1.34	2.72
35	2.20	3.25	2.79	3.38	1.81	2.52	1.73	2.56
45	1.50	2.04	1.90	2.10	1.57	1.81	1.55	1.81
55	-1.00	-1.24	-1.09	-1.29	-0.77	-1.00	-0.74	-1.01
65	-2.20	-3.24	-2.80	-3.39	-1.82	-2.53	-1.74	-2.57
75	-3.00	-4.63	-3.90	-4.89	-2.28	-3.46	-2.14	-3.51
period								
1975	1.00	0.08	0.51	-0.09	1.47	0.77	1.56	0.74
1985	1.20	0.91	1.07	0.87	1.40	1.16	1.42	1.14
1995	-0.80	-0.54	-0.71	-0.51	-1.03	-0.80	-1.06	-0.78
2005	-1.40	-0.44	-0.87	-0.27	-1.84	-1.13	-1.92	-1.10
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.49	-1.66	-0.07	-4.25	-2.37	-4.47	-2.28
2	-2.30	-0.41	-1.26	-0.07	-3.21	-1.79	-3.37	-1.73
3	-2.00	-0.59	-1.20	-0.41	-2.50	-1.55	-2.60	-1.51
4	-1.00	-0.20	-0.49	-0.09	-1.14	-0.67	-1.19	-0.65
5	0.00	0.20	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21
6	1.30	0.71	1.05	0.65	1.70	1.23	1.75	1.20
7	1.70	0.32	0.87	0.08	2.17	1.23	2.28	1.19
8	2.50	0.58	1.56	0.37	3.51	2.09	3.67	2.02
9, newest	2.50	-0.12	0.92	-0.67	3.51	1.62	3.72	1.54
	grade	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	C <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      1.3 \* C6 = C7

Simulation tests—Type 5 (SD = 0.25)

		case F						
	set-up v.	BE	IE	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	BEZ
g.m.e.	13.00	13.10	13.10	13.10	13.10	13.10	13.10	13.10
age								
25	2.50	3.78	3.17	3.26	1.53	4.06	3.49	2.62
35	2.20	3.26	2.86	2.92	1.88	3.40	3.06	2.53
45	1.50	1.97	1.84	1.86	1.52	2.02	1.91	1.73
55	-1.00	-1.21	-1.08	-1.09	-0.75	-1.25	-1.14	-0.96
65	-2.20	-3.15	-2.77	-2.82	-1.78	-3.30	-2.96	-2.44
75	-3.00	-4.65	-4.04	-4.13	-2.40	-4.93	-4.36	-3.49
period								
1975	1.00	0.13	0.49	0.44	1.48	-0.04	0.30	0.82
1985	1.20	0.92	1.08	1.06	1.40	0.90	1.01	1.18
1995	-0.80	-0.46	-0.61	-0.59	-0.93	-0.43	-0.54	-0.71
2005	-1.40	-0.60	-0.96	-0.91	-1.95	-0.43	-0.77	-1.29
cohort								
1, oldest	-2.70	-0.28	-1.21	-1.07	-3.82	0.21	-0.70	-2.09
2	-2.30	-0.46	-1.17	-1.07	-3.14	-0.11	-0.79	-1.84
3	-2.00	-1.06	-1.64	-1.57	-2.95	-0.93	-1.38	-2.08
4	-1.00	-0.52	-0.76	-0.73	-1.42	-0.41	-0.64	-0.99
5	0.00	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04
6	1.30	0.61	0.89	0.85	1.54	0.53	0.76	1.11
7	1.70	0.74	1.24	1.17	2.55	0.53	0.99	1.68
8	2.50	0.84	1.68	1.57	3.64	0.61	1.30	2.33
9, newest	2.50	0.17	1.02	0.89	3.64	-0.39	0.50	1.91
	grade	B <sup>-</sup>	B <sup>+</sup>	B <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>	B <sup>-</sup>	B	A

C1 = C2      C8 = C9      C6 = C7      1.3 \* C6 = C7

付録表K-1 KWモデルシミュレーション結果（タイプ1）—反復6回

年齢効果	設定値（20歳代～70歳代）						
	-2.50	-1.20	1.00	2.50	1.20	-1.00	
時代効果	設定値（1980年～2010年）						
	2.50	2.00	-1.00	-3.50			
コウホート効果	設定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	2.40	2.70	1.80	1.50	.30	-.50	-2.00 -2.70 -3.50

（反復A）視覚評点：B<sup>+</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）						
	-3.93	-1.78	.96	2.86	1.97	-.08	
時代効果	推定値						
	3.29	2.25	-1.17	-4.37			
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	.73	1.05	.59	.82	.23	-.08	-.77 -1.01 -1.56

（反復B）視覚評点：B<sup>+</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）						
	-3.53	-1.68	.67	2.72	1.71	.11	
時代効果	推定値（1980年～2010年）						
	3.18	2.19	-1.24	-4.13			
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	.50	1.19	.99	1.19	.33	.11	-1.13 -1.35 -1.83

（反復C）視覚評点：A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）						
	-3.06	-1.92	.99	2.55	1.67	-.22	
時代効果	推定値（1980年～2010年）						
	3.08	2.07	-1.28	-3.87			
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	1.36	1.89	1.10	1.34	.25	.01	-1.49 -1.98 -2.49

（反復D）視覚評点：B

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）						
	-3.95	-1.81	.90	2.71	1.99	.16	
時代効果	推定値（1980年～2010年）						
	3.33	2.16	-1.21	-4.28			
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	.27	1.15	.94	1.00	.28	-.10	-.86 -1.31 -1.36

（反復E）視覚評点：B<sup>+</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）						
	-3.46	-1.73	.75	2.84	1.63	-.04	
時代効果	推定値（1980年～2010年）						
	3.27	2.05	-1.11	-4.20			
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	.98	1.22	1.13	1.22	.27	-.36	-1.06 -1.30 -2.09

（反復F）視覚評点：B

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）						
	-3.61	-1.99	.73	2.66	1.90	.32	
時代効果	推定値（1980年～2010年）						
	3.15	2.13	-1.10	-4.19			
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）						
	.43	1.28	.85	.92	.39	-.08	-1.18 -1.25 -1.36



付録表K-2 KW モデル シミュレーション結果 (タイプ2) —反復6回

年齢効果	設定値 (20歳代～70歳代)							
	-3.50	-2.70	-.50	2.30	2.80	1.60		
時代効果	設定値 (1980年～2010年)							
	.20	-.50	-.20	.50				
コウホート効果	設定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	2.40	2.70	1.80	1.50	.30	-.50	-2.00	-2.70 -3.50

(反復 A) 視覚評点: B<sup>+</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	-4.79	-3.19	-.51	2.63	3.48	2.38		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.90	-.28	-.34	-.28				
コウホート効果	推定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	.96	1.22	.70	.88	.23	-.13	-.89	-1.18 -1.79

(反復 B) 視覚評点: B<sup>+</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	-4.78	-3.50	-.60	2.49	3.58	2.82		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.89	-.28	-.40	-.21				
コウホート効果	推定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	.42	1.38	.71	1.08	.39	.03	-1.19	-1.31 -1.51

(反復 C) 視覚評点: A<sup>+</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	-4.60	-3.32	-.68	2.64	3.31	2.65		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.88	-.19	-.40	-.29				
コウホート効果	推定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	.87	1.53	.91	1.02	.57	-.12	-1.13	-1.45 -2.19

(反復 D) 視覚評点: B

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	-4.86	-3.68	-.95	2.80	3.61	3.07		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	1.04	-.35	-.23	-.47				
コウホート効果	推定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	.28	1.08	.74	.80	.22	.16	-.69	-1.17 -1.41

(反復 E) 視覚評点: B

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	-4.84	-3.47	-.75	2.58	3.56	2.91		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	1.15	-.15	-.56	-.44				
コウホート効果	推定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	.13	.93	.82	.76	.23	.15	-1.00	-.93 -1.09

(反復 F) 視覚評点: A<sup>+</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	-4.22	-3.02	-.79	2.34	3.29	2.39		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.58	-.31	-.24	-.03				
コウホート効果	推定値 (1901-10年出生～1981-90年出生)							
	.83	2.13	1.28	1.36	.37	-.29	-1.75	-1.68 -2.27

付録表K-3 KW モデルシミュレーション結果（タイプ3）—反復6回

年齢効果	設定値（20歳代～70歳代）							
	3.50	2.70	.50	-1.30	-2.20	-3.20		
時代効果	設定値（1980年～2010年）							
	.20	-.50	-.20	.50				
コウホート効果	設定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-2.70	-2.70	-2.00	-1.00	.00	.70	1.80	2.80 3.10

（反復A）視覚評点：A

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）							
	2.90	2.62	.63	-1.11	-1.93	-3.10		
時代効果	推定値（1980年～2010年）							
	.49	-.42	-.20	.13				
コウホート効果	推定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-3.05	-3.36	-2.55	-1.35	-.07	.79	2.37	3.50 3.72

（反復B）視覚評点：B<sup>+</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）							
	4.30	3.27	.81	-1.52	-2.79	-4.07		
時代効果	推定値（1980年～2010年）							
	-.25	-.62	.12	.76				
コウホート効果	推定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-1.53	-1.75	-1.38	-.45	.07	.30	1.12	1.70 1.92

（反復C）視覚評点：A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）							
	3.79	3.11	.33	-1.26	-2.41	-3.56		
時代効果	推定値（1980年～2010年）							
	-.02	-.55	-.19	.76				
コウホート効果	推定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-2.31	-2.39	-1.62	-.71	-.08	.63	1.64	2.38 2.46

（反復D）視覚評点：A

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）							
	3.68	2.74	.76	-1.35	-2.50	-3.33		
時代効果	推定値（1980年～2010年）							
	.06	-.55	-.06	.55				
コウホート効果	推定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-2.25	-2.30	-1.81	-1.03	.04	.49	1.61	2.61 2.65

（反復E）視覚評点：A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）							
	4.29	3.01	.52	-1.35	-2.67	-3.80		
時代効果	推定値（1980年～2010年）							
	-.22	-.63	-.04	.89				
コウホート効果	推定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-1.83	-1.94	-1.49	-.82	.16	.27	1.47	2.02 2.16

（反復F）視覚評点：A

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）							
	3.90	2.79	.57	-1.33	-2.54	-3.38		
時代効果	推定値（1980年～2010年）							
	-.05	-.47	-.19	.71				
コウホート効果	推定値（1901-10年出生～1981-90年出生）							
	-2.19	-2.22	-1.84	-.89	.09	.26	1.49	2.63 2.66

付録表K-4 KW モデル シミュレーション結果（タイプ4）—反復6回

年齢効果	設定値（20歳代～70歳代）								
	2.50	2.20	1.50	-1.00	-2.20	-3.00			
時代効果	設定値（1980年～2010年）								
	-2.50	-1.00	1.50	2.00					
コウホート効果	設定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-2.70	-2.30	-2.00	-1.00	.00	.70	1.70	2.50	3.10

（反復A）視覚評点：A

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）								
	2.05	1.78	1.45	-.57	-1.94	-2.76			
時代効果	推定値（1980年～2010年）								
	-2.32	-.94	1.40	1.86					
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-3.12	-2.63	-2.36	-1.31	-.07	.83	2.41	2.97	3.28

（反復B）視覚評点：A<sup>+</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）								
	2.48	2.17	1.24	-1.06	-1.95	-2.89			
時代効果	推定値（1980年～2010年）								
	-2.58	-.98	1.55	2.00					
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-2.75	-2.43	-2.12	-1.03	-.06	.78	1.74	2.70	3.18

（反復C）視覚評点：A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）								
	1.64	1.69	1.38	-.96	-1.65	-2.09			
時代効果	推定値（1980年～2010年）								
	-1.99	-.90	1.30	1.59					
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-3.78	-3.22	-2.52	-1.20	-.02	1.16	2.38	3.63	3.58

（反復D）視覚評点：A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）								
	3.02	2.63	1.36	-1.20	-2.40	-3.41			
時代効果	推定値（1980年～2010年）								
	-2.78	-1.04	1.49	2.32					
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-2.36	-1.91	-1.51	-.68	.06	.62	1.33	1.89	2.58

（反復E）視覚評点：A<sup>+</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）								
	2.49	2.45	1.44	-1.09	-2.27	-3.02			
時代効果	推定値（1980年～2010年）								
	-2.40	-1.21	1.57	2.03					
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-2.70	-2.00	-1.96	-1.01	.17	.63	1.60	2.26	3.00

（反復F）視覚評点：A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値（20歳代～70歳代）								
	2.29	2.10	1.37	-.82	-2.21	-2.73			
時代効果	推定値（1980年～2010年）								
	-2.11	-1.05	1.36	1.80					
コウホート効果	推定値（1901-1910年出生～1981-90年出生）								
	-3.47	-2.45	-2.27	-1.00	.13	.88	1.69	3.01	3.48

付録表K-5 KWモデルシミュレーション結果(タイプ5)―反復6回

年齢効果	設定値 (20歳代～70歳代)							
	2.50	2.20	1.50	-1.00	-2.20	-3.00		
時代効果	設定値 (1980年～2010年)							
	1.00	1.20	-.80	-1.40				
コウホート効果	設定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-2.70	-2.30	-2.00	-1.00	.00	1.30	1.70	2.50 2.50

(反復A) 視覚評点: A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	2.99	2.34	1.64	-.76	-2.50	-3.70		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.61	1.07	-.71	-.97				
コウホート効果	推定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-1.61	-1.51	-1.61	-.94	-.07	1.05	1.66	1.84 1.18

(反復B) 視覚評点: A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	3.00	2.59	1.57	-1.32	-2.53	-3.31		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.64	1.19	-.68	-1.14				
コウホート効果	推定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-1.78	-2.10	-1.74	-.72	.14	1.14	1.30	1.96 1.80

(反復C) 視覚評点: A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	3.06	2.47	1.65	-.97	-2.68	-3.53		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.69	1.07	-.88	-.88				
コウホート効果	推定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-1.80	-1.45	-1.45	-.67	.07	1.09	1.12	1.98 1.10

(反復D) 視覚評点: A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	3.23	2.53	1.65	-1.12	-2.68	-3.62		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.54	1.07	-.65	-.96				
コウホート効果	推定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-1.56	-1.62	-1.28	-.95	.02	1.21	.98	1.57 1.63

(反復E) 視覚評点: A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	3.25	2.72	1.73	-1.02	-2.73	-3.94		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.58	1.16	-.75	-.98				
コウホート効果	推定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-1.64	-1.32	-1.56	-.48	.05	.81	1.17	1.63 1.34

(反復F) 視覚評点: A<sup>-</sup>

年齢効果	推定値 (20歳代～70歳代)							
	3.02	2.65	1.76	-1.35	-2.66	-3.43		
時代効果	推定値 (1980年～2010年)							
	.54	1.18	-.59	-1.13				
コウホート効果	推定値 (1901-1910年出生～1981-90年出生)							
	-1.77	-1.46	-1.46	-.85	-.10	1.16	1.08	1.70 1.70